



TUGAS AKHIR - KS184822

ANALISIS KEBERHASILAN STUDI MAHASISWA JALUR SELEKSI UJIAN TULIS MENGGUNAKAN REGRESI MULTIVARIAT

**SHAHNAZ FAUZIAH
NRP 062115 4000 0119**

**Dosen Pembimbing
Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si.
Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA, KOMPUTASI, DAN SAINS DATA
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2019**



TUGAS AKHIR - KS184822

**ANALISIS KEBERHASILAN STUDI MAHASISWA
JALUR SELEKSI UJIAN TULIS MENGGUNAKAN
REGRESI MULTIVARIAT**

**SHAHNAZ FAUZIAH
NRP 062115 4000 0119**

**Dosen Pembimbing
Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si.
Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA, KOMPUTASI, DAN SAINS DATA
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2019**



FINAL PROJECT - KS184822

**ANALYSIS OF THE STUDENT STUDIES'S SUCCESS
IN THE WRITING TEST SELECTION USING
THE MULTIVARIATE REGRESSION**

**SHAHNAZ FAUZIAH
SN 062115 4000 0119**

**Supervisor
Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si.
Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.**

**UNDERGRADUATE PROGRAMME
DEPARTMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATHEMATICS, COMPUTING, AND DATA SCIENCE
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2019**

LEMBAR PENGESAHAN

ANALISIS KEBERHASILAN STUDI MAHASISWA JALUR SELEKSI UJIAN TULIS MENGGUNAKAN REGRESI MULTIVARIAT

TUGAS AKHIR

Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Statistika
pada

Program Studi Sarjana Departemen Statistika
Fakultas Matematika, Komputasi, dan Sains Data
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

Shahnaz Fauziah

NRP. 062115 4000 0119

Disetujui oleh Pembimbing:

Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si.

NIP. 19600525 198803 2 001



Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.

NIP. 19700910 199702 2 001



Mengetahui,
Kepala Departemen



Dr. Suhartono

NIP. 19710929 199512 1 001

SURABAYA, JANUARI 2019

ANALISIS KEBERHASILAN STUDI MAHASISWA JALUR SELEKSI UJIAN TULIS MENGGUNAKAN REGRESI MULTIVARIAT

Nama Mahasiswa : Shahnaz Fauziah
NRP : 062115 4000 0119
Departemen : Statistika
Dosen Pembimbing : Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si.
Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.

Abstrak

Salah satu dari jalur masuk Perguruan Tinggi Negeri (PTN) yang diterapkan di Indonesia adalah Seleksi Bersama Masuk Perguruan Tinggi Negeri (SBMPTN). SBMPTN, yang setelah ini disebut sebagai Seleksi Ujian Tulis, berprinsip pada keberhasilan studi peserta. Peserta yang telah diterima melalui jalur masuk Seleksi Ujian Tulis diharapkan akan memiliki keberhasilan studi yang baik di masa perkuliahannya. Penelitian ini akan meneliti tentang faktor-faktor yang mempengaruhi keberhasilan studi peserta Seleksi Ujian Tulis yang telah diterima di Perguruan Tinggi Negeri. Untuk menganalisis sejauh mana prediksi mata uji dalam Seleksi Ujian Tulis dapat menentukan keberhasilan studi peserta yang diukur dengan Indeks Prestasi Mahasiswa Tahap Persiapan (IPS 1 dan IPS 2), dilakukan analisis menggunakan regresi multivariat. Hasil analisis menunjukkan bahwa nilai mata uji seleksi ujian tulis yang tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel IPS 1 dan IPS 2 adalah nilai TPA Figural dan TKPA Matematika IPA. Variabel kategorik dalam penelitian, yaitu jenis kelamin, status bidikmisi, jenis SLTA, pilihan diterima, asal daerah dan rumpun ilmu menghasilkan perbedaan yang signifikan berdasarkan uji Multivariate Analysis of Variance (MANOVA) One Way. Persamaan regresi pada data PTN-BH menghasilkan kesimpulan bahwa nilai mata uji yang tidak berpengaruh signifikan terhadap IPS 1 dan IPS 2 adalah nilai figural dan fisika.

Kata kunci: IPS 1, IPS 2, MANOVA, Nilai Mata Uji, Regresi Multivariat.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

ANALYSIS OF THE STUDENT STUDIES'S SUCCESS IN THE WRITING TEST SELECTION USING THE MULTIVARIATE REGRESSION

Name : Shahnaz Fauziah
Student Number : 062115 4000 0119
Department : Statistics
Supervisor : Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si.
Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.

Abstract

One of the state universities selection applied in Indonesia is the Seleksi Bersama Masuk Perguruan Tinggi Negeri (SBMPTN). The SBMPTN, which after this is mentioned as the Writing Test Selection, is principled on the success of participant studies. Participants who have been accepted through the Writing Test Selection are expected to have good study success during their lecture. This study will examine the factors that influence the success of the study of the Written Test Selection participants who have been accepted at the State Universities. To analyze the extent to which the prediction of the test subjects in the Writing Test Selection can examine the success of the participant's study as measured by the Grade Point (GP) on preparation phase, an analysis was performed using multivariate regression. The results of analysis show that the test scores of TPA Figural and TKPA Mathematics Science scores do not have a significant effect on Grade Point 1th and 2nd Semetser. Categorical variables in the study, that is gender, bidikmisi scholarship status, type of high school, choice acceptance, origin and types of department field produced a significant difference based on the One Way Multivariate Analysis of Variance (MANOVA) test. The regression equation on PTN-BH data, results that the figural and physics do not have a significant effect on Grade Point 1th and 2nd Semetser.

Keywords: *Grade Point, MANOVA, Multivariate Regression, Test Scores, Written Test Selection.*

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan atas nikmat, rahmat dan hidayah yang Allah Subhanahu Wa Ta'ala berikan, sehingga laporan Tugas Akhir yang berjudul **“Analisis Keberhasilan Studi Mahasiswa Jalur Seleksi Ujian Tulis Menggunakan Regresi Multivariat”** ini dapat diselesaikan dengan baik dan lancar.

Penulis menyadari bahwa selama proses penyelesaian laporan Tugas Akhir ini tidak lepas dari bantuan dan bimbingan dari berbagai pihak. Pada kesempatan kali ini, dengan kerendahan hati penulis mengucapkan terima kasih kepada:

1. Bapak Dr. Suhartono selaku Kepala Departemen Statistika FMKSD ITS.
2. Bapak Dr. Sutikno, M.Si. selaku Ketua Program Studi S1 Departemen Statistika FMKSD ITS.
3. Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si., dan Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si., selaku dosen pembimbing Tugas Akhir yang telah meluangkan waktu dan dengan sabar memberikan bimbingan, saran, motivasi dan dukungan selama proses penulisan laporan Tugas Akhir.
4. Prof. Dr. Drs. I Nyoman Budiantara, M.Si., selaku dosen penguji dan dosen wali yang telah memberikan bimbingan, dukungan dan saran selama proses penyusunan laporan Tugas Akhir dan proses belajar penulis di Departemen Statistika.
5. Dr. Dra. Agnes Tuti Rumiati, M.Sc., selaku dosen penguji yang telah memberikan bimbingan dan saran selama proses penyusunan laporan Tugas Akhir.
6. Seluruh dosen dan *staff* pengajar Program Studi Sarjana Departemen Statistika FMKSD ITS yang telah membantu penulis selama menempuh masa kuliah.
7. Ibu, Ayah, Mba Sarah, Salma dan Faqih dan keluarga besar yang telah memberikan do'a dan dukungan terbaik untuk kelancaran penyusunan Tugas Akhir penulis.
8. Mas Idham, Mas Alim, Mas Arga, Ka Rizky, Mas Carianto dan Mas Panji yang telah mengajari, menemani, dan memberikan semangat selama pengerjaan Tugas Akhir penulis.

9. Nanda Aulia Rizqi yang selalu menemani dan memberikan semangat kepada penulis selama pengerjaan Tugas Akhir penulis, serta teman-teman Ukhti Rasa Keluarga (Juwita, Tria, Galuh, dan Afifah).
10. Teman-teman Statistika ITS angkatan 2015, VIVACIOUS, yang selalu memberikan dukungan kepada penulis.
11. Teman-teman VIVA pejuang PW 119, atas perjuangan dan kebersamaannya menyelesaikan Tugas Akhir ini.
12. Tim bimbingan Tugas Akhir Bu Ismaini yang selalu memberikan informasi dan telah bekerja sama dengan baik dengan penulis dalam menyelesaikan Tugas Akhir ini.
13. Teman-teman BSO IECC BEM ITS yang selalu menghibur, memberikan semangat dan do'a kepada penulis selama pengerjaan Tugas Akhir.
14. Semua teman, relasi, dan berbagai pihak yang tidak bisa penulis sebutkan namanya satu persatu yang telah membantu dalam keberhasilan kegiatan ini, baik secara langsung maupun tidak langsung, semoga Allah Subhanahu Wa Ta'ala akan membalas kebaikan teman-teman dan siapapun yang telah mendoakan dan membantu kelancaran penulis dalam pengerjaan Tugas Akhir.

Penulis menyadari bahwa dalam penulisan dan penyusunan laporan Tugas Akhir ini masih banyak kekurangan dan kelemahan. Besar harapan penulis untuk dapat mendapatkan kritik dan saran membangun sehingga Tugas Akhir ini dapat memberikan manfaat bagi semua pihak terkait.

Surabaya, Januari 2019

Penulis

DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN	v
KATA PENGANTAR	xi
DAFTAR ISI	xiii
DAFTAR GAMBAR	xv
DAFTAR TABEL	xvii
DAFTAR LAMPIRAN	xxi
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	3
1.3 Tujuan	3
1.4 Manfaat	3
1.5 Batasan Masalah	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	5
2.1 Statistika Deskriptif	5
2.2 Pembagian Data dengan Metode <i>Holdout</i>	5
2.3 Analisis Regresi Linier Multivariat	6
2.3.1 Asumsi Regresi Linier Multivariat	7
2.3.2 Estimasi Parameter Regresi Linier Multivariat...	10
2.3.3 Pengujian Signifikasi Parameter Model Regresi Linier Multivariat	11
2.3.4 Uji Asumsi Residual Regresi Linier Multivariat	13
2.3.5 Ukuran Kebaikan Model Regresi Linier Multivariat	14
2.4 <i>Multivariate Analysis of Variance (MANOVA)</i> <i>One-Way</i>	15
2.5 Seleksi Ujian Tulis.....	17
2.6 Indeks Prestasi Tahap Persiapan (IP Tahap Persiapan)	18
BAB III METODOLOGI PENELITIAN	19
3.1 Sumber Data	19
3.2 Variabel Penelitian.....	20
3.3 Struktur Data.....	22
3.4 Langkah Penelitian.....	23
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN	27
4.1 Karakteristik Variabel Penelitian	27

4.2 Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Keberhasilan Studi Peserta Seleksi Ujian Tulis	42
BAB V PENUTUP	93
5.1 Kesimpulan	93
5.2 Saran	95
DAFTAR PUSTAKA	97
LAMPIRAN	99
BIODATA PENULIS	133

DAFTAR GAMBAR

Gambar 2.1	Perhitungan Akurasi Menggunakan Metode <i>Holdout</i>	5
Gambar 3.1	Diagram Alir Penelitian.....	24
Gambar 3.2	Diagram Alir Regresi Linier Multivariat.....	24
Gambar 4.1	<i>Boxplot</i> Nilai IPS 1 dan IPS 2.....	27
Gambar 4.2	<i>Boxplot</i> Nilai Mata Uji Seleksi Ujian Tulis	29
Gambar 4.3	<i>Boxplot</i> Jenis Kelamin Terhadap (a) Rata-Rata Nilai Ujian Tulis, (b) Indeks Prestasi Tahap Persiapan	31
Gambar 4.4	<i>Boxplot</i> Jenis SLTA Terhadap (a) Rata-Rata Nilai Ujian Tulis, (b) Indeks Prestasi Tahap Persiapan	33
Gambar 4.5	<i>Boxplot</i> Status Penerimaan Beasiswa Bidikmisi Terhadap (a) Rata-Rata Nilai Ujian Tulis, (b) Indeks Prestasi Tahap Persiapan	34
Gambar 4.6	<i>Boxplot</i> Pilihan Diterima Terhadap (a) Rata-Rata Nilai Ujian Tulis, (b) Indeks Prestasi Tahap Persiapan	35
Gambar 4.7	<i>Boxplot</i> Nilai Rata-Rata Seleksi Ujian Tulis Berdasarkan Asal Daerah	36
Gambar 4.8	<i>Boxplot</i> Nilai IPS 1 dan IPS 2 Berdasarkan Asal Daerah	37
Gambar 4.9	<i>Boxplot</i> Nilai Rata-Rata Seleksi Ujian Tulis Berdasarkan Rumpun Ilmu	38
Gambar 4.10	<i>Boxplot</i> Nilai IPS 1 dan IPS 2 Berdasarkan Rumpun Ilmu	39
Gambar 4.11	<i>Boxplot</i> Nilai Rata-Rata Seleksi Ujian Tulis Berdasarkan PTN-BH.....	40
Gambar 4.12	<i>Boxplot</i> Nilai IPS 1 dan IPS 2 Berdasarkan Berdasarkan PTN-BH.....	41
Gambar 4.13	Komposisi Data <i>Training</i> dan Data <i>Testing</i>	42
Gambar 4.14	Q-Q Plot $d_{(j)}^2$ dengan $q_{c,r} \left(\frac{j-0,5}{n} \right)$	48
Gambar 4.15	Box Cox Transformation Plot (a) IPS 1, (b) IPS 2.....	49
Gambar 4.16	Q-Q Plot Residual Setelah Transformasi	50

Gambar 4.17	<i>Q-Q Plot</i> MANOVA Sebelum dan Sesudah Transformasi.....	55
Gambar 4.18	<i>Q-Q Plot</i> MANOVA pada Data PTN-BH	83
Gambar 4.19	<i>Box-Cox Transformation</i> data PTN-BH	83
Gambar 4.20	<i>Q-Q Plot</i> Setelah Tranformasi Data PTN-BH ...	84
Gambar 4.21	<i>Q-Q Plot</i> Residual Regresi Menurut PTN-BH ..	86
Gambar 4.22	<i>Q-Q Plot</i> Residual Regresi Menurut PTN-BH (Setelah Transformasi).....	87

DAFTAR TABEL

Tabel 2.1	Perhitungan <i>Matrix</i> SSCP MANOVA <i>One-Way</i>	16
Tabel 2.2	Materi Ujian Tertulis SBMPTN	18
Tabel 3.1	Jumlah Data pada Setiap Kelompok Prodi	19
Tabel 3.2	Variabel Penelitian.....	20
Tabel 3.3	Struktur Data Regresi Multivariat tanpa Variabel <i>Dummy</i>	22
Tabel 3.4	Struktur Data Regresi Multivariat dengan Variabel <i>Dummy</i> Jenis Kelamin.....	22
Tabel 4.1	Statistika Deskriptif IPS 1 dan IPS 2	28
Tabel 4.2	Statistika Deskriptif Nilai Rata-Rata Ujian Tulis ...	30
Tabel 4.3	Hasil Statistik Uji <i>Bartlett</i> Dependensi Variabel Respon.....	43
Tabel 4.4	Nilai VIF Variabel Prediktor	44
Tabel 4.5	Estimasi Parameter Model Regresi Multivariat	45
Tabel 4.6	Uji Serentak Model Regresi Multivariat.....	45
Tabel 4.7	Uji Parsial Model Regresi Multivariat.....	46
Tabel 4.8	Statistik <i>Box's M</i> Regresi Multivariat.....	47
Tabel 4.9	Estimasi Parameter Regresi Multivariat (Setelah Transformasi).....	50
Tabel 4.10	Pengujian Parsial Regresi Multivariat (Setelah Transformasi).....	51
Tabel 4.11	Estimasi Parameter Metode <i>Backward</i>	52
Tabel 4.12	Estimasi Parameter Model Terbaik.....	53
Tabel 4.13	<i>Mean Absolute Error</i> Data Testing	54
Tabel 4.14	Uji Residual Normal Multivariat MANOVA <i>One-Way</i>	55
Tabel 4.15	Uji Homogenitas <i>Box's M</i> MANOVA <i>One-Way</i>	56
Tabel 4.16	Hasil Output Analisis MANOVA <i>One-Way</i>	57
Tabel 4.17	Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Jenis Kelamin.....	58
Tabel 4.18	Uji Serentak Regresi Multivariat dengan <i>Dummy</i> Jenis Kelamin.....	59
Tabel 4.19	Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Jenis Kelamin.....	59

Tabel 4.20	Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Jenis Kelamin.....	61
Tabel 4.21	Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Status Bidikmisi	62
Tabel 4.22	Uji Serentak Regresi Multivariat dengan <i>Dummy</i> Status Bidikmisi	62
Tabel 4.23	Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Status Bidikmisi	63
Tabel 4.24	Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Status Bidikmisi	65
Tabel 4.25	Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Jenis SLTA.....	65
Tabel 4.26	Uji Serentak Regresi Multivariat dengan <i>Dummy</i> Jenis SLTA.....	66
Tabel 4.27	Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Jenis SLTA.....	67
Tabel 4.28	Koefisien $\beta_0^{1/3}$ Jenis SLTA.....	69
Tabel 4.29	Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Jenis SLTA.....	69
Tabel 4.30	Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Asal Daerah.....	70
Tabel 4.31	Uji Serentak Regresi Multivariat dengan <i>Dummy</i> Asal Daerah.....	71
Tabel 4.32	Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Asal Daerah.....	71
Tabel 4.33	Koefisien $\beta_0^{1/3}$ Asal Daerah	72
Tabel 4.34	Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Asal Daerah.....	73
Tabel 4.35	Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Pilihan Diterima	74
Tabel 4.36	Uji Serentak Regresi Multivariat dengan <i>Dummy</i> Pilihan Diterima	75
Tabel 4.37	Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Pilihan Diterima	75
Tabel 4.38	Koefisien $\beta_0^{1/3}$ Pilihan Diterima	77

Tabel 4.39	Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Pilihan Diterima.....	77
Tabel 4.40	Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Rumpun Ilmu	78
Tabel 4.41	Uji Serentak Regresi Multivariat dengan <i>Dummy</i> Rumpun Ilmu	79
Tabel 4.42	Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Rumpun Ilmu	80
Tabel 4.43	Koefisien $\beta_0^{1/3}$ Rumpun Ilmu	81
Tabel 4.44	Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Rumpun Ilmu	82
Tabel 4.45	Pengujian Homogenitas Data Regresi Menuut PTN-BH.....	84
Tabel 4.46	Uji MANOVA <i>One-Way</i> Data PTN-BH	85
Tabel 4.47	Estimasi Parameter Model Regresi Menurut PTN-BH.....	85
Tabel 4.48	Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut PTN-BH.....	86
Tabel 4.49	Estimasi Parameter Model Regresi Menurut PTN-BH (Setelah Transformasi)	87
Tabel 4.50	Uji Serentak Regresi Multivariat dengan <i>Dummy</i> PTN-BH.....	88
Tabel 4.51	Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut PTN-BH.....	89
Tabel 4.52	Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut PTN-BH.....	90

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Penelitian	99
Lampiran 2. <i>Syntax</i> Visualisasi Data dan VIF	101
Lampiran 3. <i>Syntax</i> Regresi Multivariat	102
Lampiran 4. <i>Syntax</i> MANOVA <i>One-Way</i>	105
Lampiran 5. <i>Output Syntax</i> Regresi Multivariat	106
Lampiran 6. <i>Output Syntax</i> MANOVA <i>One-Way</i>	114
Lampiran 7. <i>Output Syntax</i> Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel <i>Dummy</i>	116
Lampiran 8. <i>Output Syntax</i> Uji <i>Box's M</i>	130
Lampiran 9. Surat Pernyataan	131

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Negara Indonesia telah menetapkan tiga jalur masuk Perguruan Tinggi Negeri (PTN), yang salah satunya merupakan Seleksi Bersama Masuk Perguruan Tinggi Negeri (SBMPTN). Jumlah peserta SBMPTN, yang setelah ini disebut sebagai Seleksi Ujian Tulis, pada tahun 2018 yaitu sebanyak 860.001 meningkat sekitar 8% dibandingkan tahun sebelumnya dengan jumlah peserta 797.739. Dari total pendaftar seleksi ujian tulis, hanya ada 160.000 peserta atau sekitar 18,6% peserta saja yang dapat diterima. Seleksi ujian tulis ini merupakan jenis ujian yang bersifat *higher order thinking* (kemampuan penalaran tingkat tinggi), yaitu dapat mengukur kemampuan dasar yang memprediksi keberhasilan studi calon mahasiswa di semua program studi yang ada di seluruh Indonesia. Hasil nilai dari seleksi ujian tulis tersebut, akan mengukur kemampuan peserta seleksi ujian tulis untuk dapat diterima di PTN di seluruh Indonesia.

Seleksi ujian tulis memiliki 10 mata uji yang diujikan, yaitu terdiri dari 6 Tes Kemampuan dan Potensi Akademik (TKPA) dan 4 Tes Kemampuan Dasar (TKD) Sains dan Teknologi (Saintek)/Sosial Humaniora (Soshum). Calon peserta dapat memilih untuk mengikuti ujian tulis dengan tipe kelompok prodi Saintek, Soshum atau campuran. Penelitian tentang Seleksi Ujian Tulis, sangat menarik untuk dibahas karena merupakan jalur masuk Perguruan Tinggi Negeri yang dianggap lebih bergengsi dibandingkan dengan jalur masuk PTN yang lain. Kementerian Riset, Teknologi, dan Pendidikan Tinggi mengatakan bahwa Seleksi Ujian Tulis lebih mempertaruhkan kemampuan siswa dan lebih bergengsi untuk seleksi masuk PTN (Debora, 2018).

Beberapa penelitian mengenai keberhasilan studi mahasiswa telah dilakukan sebelumnya. Rinjani (2016), melakukan penelitian tentang perbandingan prestasi akademik mahasiswa berdasarkan jalur masuk, jenis kelamin dan karakteristik sekolah dengan MANOVA. Penelitian tentang Seleksi Ujian Tulis oleh Pratiwi (2015), membahas tentang klasifikasi nilai peminat SBMPTN ITS menggunakan *Classification and Regression Trees* (CART). Hakam, Sudarno, dan Hoyyi meneliti tentang faktor-faktor yang

mempengaruhi Indeks Prestasi Kumulatif (IPK) mahasiswa dan menghasilkan kesimpulan bahwa faktor yang paling berpengaruh positif terhadap IPK ialah nilai rata-rata UN, lama belajar dan usia.

Penelitian tentang pemodelan indeks prestasi kumulatif, dilakukan oleh Antari (2016). Pemodelan tersebut merupakan pemodelan IPK tahap persiapan mahasiswa ITS jalur seleksi nasional masuk PTN menggunakan pendekatan regresi kuantil. Beberapa variabel prediktor yang digunakan, yaitu nilai ujian nasional, jenis kelamin, status penerimaan beasiswa bidikmisi, serta fakultas diterima. Cahyantoro (2016) meneliti tentang pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi Indeks Prestasi (IP) tahap persiapan menggunakan regresi multivariat. Analisis regresi multivariat digunakan karena dapat menganalisis variabel respon yang lebih dari satu dimana variabel respon yang digunakan pada penelitian oleh Cahyantoro (2016) adalah Indeks Prestasi semester 1 dan Indeks Prestasi semester 2. Serta variabel prediktornya yaitu nilai ujian nasional, jenis kelamin, jalur masuk, kelompok program studi, serta status penerimaan beasiswa bidikmisi. Penelitian tersebut menghasilkan kesimpulan bahwa mahasiswa yang diterima melalui jalur seleksi rapor mendapatkan nilai IP yang lebih rendah dibandingkan dengan yang diterima melalui jalur seleksi tulis.

Evaluasi Seleksi Ujian Tulis perlu untuk terus dilakukan, karena Seleksi Ujian Tulis dianggap sebagai jalur masuk PTN paling sesuai dengan minat dan bakat calon mahasiswa. Penelitian yang ingin dilakukan akan membahas tentang besarnya pengaruh 10 nilai mata uji yang terdiri dari 6 TKPA dan 4 TKD Saintek/Soshum serta karakteristik peserta Seleksi Ujian Tulis dan beberapa karakteristik PTN diterima terhadap keberhasilan studi peserta. Keberhasilan studi peserta diukur berdasarkan prestasi akademik mahasiswa yaitu berupa Indeks Prestasi. IP yang digunakan sebagai variabel respon yaitu IP Tahap Persiapan (semester 1 dan semester 2) yang setelah ini akan disebut sebagai IPS 1 dan IPS 2. Variabel respon yang lebih dari satu, menyebabkan peneliti menggunakan metode regresi multivariat. Regresi multivariat merupakan model regresi yang memiliki lebih dari satu atau terdapat m variabel respon yang saling berkorelasi

dengan sebanyak r variabel prediktor (Johnson & Wichern, 2007). Hasil dari penelitian ini diharapkan akan memberikan sebuah rekomendasi untuk mereduksi jumlah tes yang dilakukan pada seleksi ujian tulis, serta dapat menentukan karakteristik apa saja yang mempengaruhi keberhasilan studi peserta Seleksi Ujian Tulis. Hal tersebut bertujuan agar mata uji yang diujikan pada ujian tulis dapat sesuai dengan minat dan bakat peserta, serta dapat menyederhanakan waktu pelaksanaan Seleksi Ujian Tulis dan tidak memberatkan calon mahasiswa yang akan menghadapi tes ujian tulis.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah diuraikan, maka didapatkan rumusan masalah yaitu sebagai berikut.

1. Bagaimanakah kemampuan peserta dalam seleksi ujian tulis berdasarkan karakteristik yang dimiliki peserta?
2. Faktor-faktor apa sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap IPS 1 dan IPS 2 peserta yang diterima melalui seleksi ujian tulis secara keseluruhan dan menurut karakteristik peserta?

1.3 Tujuan

Berdasarkan rumusan masalah yang telah diuraikan di atas, tujuan yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Mendeskripsikan kemampuan peserta dalam seleksi ujian tulis menurut karakteristik yang dimiliki peserta.
2. Menentukan faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap IPS 1 dan IPS 2 pada peserta seleksi ujian tulis serta membandingkan keberhasilan studi pada masa perkuliahan berdasarkan karakteristik peserta.

1.4 Manfaat

Manfaat yang ingin diberikan pada penelitian ini yaitu untuk memberikan informasi mengenai kemampuan peserta dalam seleksi ujian tulis maupun keberhasilan studi pada jenjang perkuliahan menurut karakteristik peserta. Hasil penelitian ini diharapkan dapat bermanfaat untuk memberikan rekomendasi sistem soal ujian tulis selanjutnya, agar lebih sesuai dan efisien.

Rekomendasi tersebut berupa pereduksian jumlah mata uji yang diujikan dalam ujian tulis berikutnya yang dianggap tidak berpengaruh signifikan terhadap prestasi mahasiswa pada jenjang perkuliahan. Hasil penelitian ini juga diharapkan dapat bermanfaat sebagai bahan referensi penelitian-penelitian selanjutnya.

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah yang digunakan pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Variabel respon yang digunakan merupakan nilai IPS 1 dan IPS 2 mahasiswa yang diterima melalui jalur Seleksi Ujian Tulis 2017 dengan kelompok prodi Sains dan Teknologi (Saintek) dengan nilai minimal 0,05.
2. Indeks Prestasi mahasiswa semester 1 (satu) dan semester 2 (dua) dianggap sebagai variabel *cross-section*.
3. Nilai mata uji yang digunakan sebagai variabel prediktor adalah nilai mata uji dari peserta Seleksi Ujian Tulis yang telah diterima di Perguruan Tinggi Negeri tahun 2017 dan mengambil kelompok prodi Sains dan Teknologi (Saintek).

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

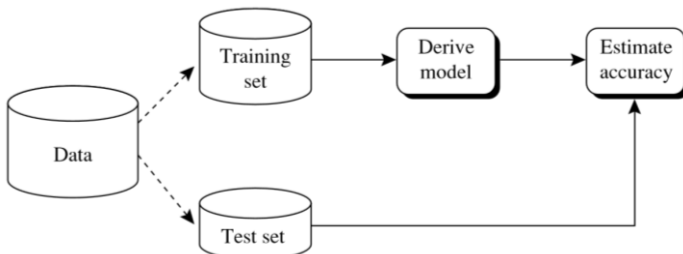
2.1 Statistika Deskriptif

Statistika deskriptif adalah metode-metode yang berkaitan dengan pengumpulan dan penyajian suatu gugus data sehingga memberikan informasi yang berguna. Statistika deskriptif terbagi menjadi 2 yaitu ukuran pemusatan data dan ukuran penyebaran data. Ukuran pemusatan data antara lain yaitu rata-rata, median serta modus, sedangkan ukuran-ukuran penyebaran data antara lain adalah varian, standar deviasi, *range* dan sebagainya (Walpole, 1993).

Deskripsi dari sebuah data juga dapat ditentukan berdasarkan visualisasi data tersebut. Visualisasi ini merupakan langkah untuk memudahkan pembaca dalam pemahaman informasi dari analisis yang telah dilakukan. Menurut Friedman (2008), tujuan utama dari visualisasi data adalah untuk mengkomunikasikan informasi dengan jelas dan efektif melalui sarana grafis. Beberapa visualisasi data pada statistika deskriptif yaitu *boxplot*, *histogram*, *scatterplot*, *correlogram*, dan sebagainya.

2.2 Pembagian Data dengan Metode *Holdout*

Partisi data pada metode *holdout*, dilakukan secara acak menjadi dua set independen. Satu set pertama merupakan data *training* dan set berikutnya merupakan data *testing*. Biasanya, dua pertiga dari data pengamatan dialokasikan menjadi data *training* dan sepertiga sisanya menjadi data *testing*. Data *training* akan dijadikan sebagai data yang digunakan untuk membuat model klasifikasi, yang selanjutnya akan diperkirakan keakuratan model dengan set uji yang ditunjukkan pada Gambar 2.1 berikut.



Gambar 2.1 Perhitungan Akurasi Menggunakan Metode *Holdout*

Variasi data dilakukan berdasarkan pengambilan *sampling* secara acak dimana metode *holdout* memiliki replikasi sejumlah k. perkiraan akurasi keseluruhan diambil dari rata-rata dari akurasi yang diperoleh dari setiap iterasi (Han & Kamber, 2012).

2.3 Analisis Regresi Linier Multivariat

Regresi multivariat merupakan pengembangan dari analisis regresi linier sederhana. Regresi linier sederhana merupakan metode statistika yang digunakan untuk membentuk model hubungan antara variabel terikat dengan satu atau lebih variabel bebas, Kurniawan (2008). Sedangkan model regresi multivariat merupakan model regresi dengan lebih dari satu variabel respon yang saling berkorelasi dan satu atau lebih variabel prediktor (Johnson & Wichern, 2007). Misalkan terdapat variabel respon berjumlah m yaitu Y_1, Y_2, \dots, Y_m dan variabel prediktor sebanyak r yaitu X_1, X_2, \dots, X_r , maka model linier multivariat respon ke- m ditunjukkan oleh persamaan (2.1).

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1 &= \beta_{01} + \beta_{11}X_1 + \dots + \beta_{r1}X_r + \varepsilon_1 \\ \hat{Y}_2 &= \beta_{02} + \beta_{12}X_1 + \dots + \beta_{r2}X_r + \varepsilon_2 \\ &\vdots \\ \hat{Y}_m &= \beta_{0m} + \beta_{1m}X_1 + \dots + \beta_{rm}X_r + \varepsilon_m\end{aligned}\tag{2.1}$$

Model regresi multivariat yang terdiri atas m model linear sesuai dengan persamaan (2.13), yang dapat pula dituliskan dalam bentuk *matrix* yang ditunjukkan pada *matrix* $\mathbf{X}_{(n \times (r+1))}$, $\mathbf{Y}_{(n \times m)}$, $\boldsymbol{\beta}_{((r+1) \times m)}$ dan $\boldsymbol{\varepsilon}_{(n \times m)}$.

$$\mathbf{X}_{(n \times (r+1))} = \begin{bmatrix} 1 & x_{10} & x_{11} & \dots & x_{1r} \\ 1 & x_{20} & x_{21} & \dots & x_{2r} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n0} & x_{n1} & \dots & x_{nr} \end{bmatrix} = [1 : X_1 : X_2 : \dots : X_r]$$

$$\mathbf{Y}_{(n \times m)} = \begin{bmatrix} y_{11} & y_{12} & \dots & y_{1m} \\ y_{21} & y_{22} & \dots & y_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{n1} & y_{n2} & \dots & y_{nm} \end{bmatrix} = [Y_{(1)} : Y_{(2)} : \dots : Y_{(m)}]$$

$$\boldsymbol{\beta}_{((r+1) \times m)} = \begin{bmatrix} \beta_{01} & \beta_{02} & \cdots & \beta_{0m} \\ \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{r1} & \beta_{r2} & \cdots & \beta_{rm} \end{bmatrix} = [\beta_{(1)} : \beta_{(2)} : \cdots : \beta_{(m)}]$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{(n \times m)} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{11} & \varepsilon_{12} & \cdots & \varepsilon_{1m} \\ \varepsilon_{21} & \varepsilon_{22} & \cdots & \varepsilon_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \varepsilon_{n1} & \varepsilon_{n2} & \cdots & \varepsilon_{nm} \end{bmatrix} = [\boldsymbol{\varepsilon}_{(1)} : \boldsymbol{\varepsilon}_{(2)} : \cdots : \boldsymbol{\varepsilon}_{(m)}]$$

Model singkat regresi multivariat dituliskan dengan persamaan berupa vektor, yaitu ditunjukkan pada persamaan (2.2).

$$\mathbf{Y}_{(i)} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_{(i)} + \boldsymbol{\varepsilon}_{(i)}, i = 1, 2, \dots, m \quad (2.2)$$

dengan $E(\boldsymbol{\varepsilon}_{(i)}) = 0$ dan $Cov(\boldsymbol{\varepsilon}_{(i)}, \boldsymbol{\varepsilon}_{(k)}) = \sigma_{ik} \mathbf{I}$ $i, k = 1, 2, \dots, m$

Keterangan :

\mathbf{Y}_i = variabel respon ke- i

\mathbf{X} = variabel prediktor

$\boldsymbol{\beta}_{(i)}$ = koefisien parameter regresi

$\boldsymbol{\varepsilon}_{(i)}$ = $error \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$

2.3.1 Asumsi Regresi Linier Multivariat

Dalam analisis regresi multivariat, dibutuhkan beberapa asumsi yang harus dipenuhi. Asumsi-asumsi tersebut diantaranya adalah asumsi dependensi antar variabel respon, serta asumsi tidak adanya hubungan multikolinieritas antar variabel prediktor.

a. Uji Dependensi

Analisis regresi multivariat merupakan analisis regresi dengan jumlah m respon, dan terdapat korelasi antar variabel respon tersebut. Uji *Bartlett* digunakan untuk menentukan apakah terdapat hubungan antara variabel data pengamatan dalam kasus multivariat (Dillon & Goldstein, 1984). Rumusan hipotesis yang digunakan dalam uji *Bartlett* adalah sebagai berikut.

Hipotesis

$H_0 : \boldsymbol{\rho} = \mathbf{I}$ (Data independen)

$H_1 : \boldsymbol{\rho} \neq \mathbf{I}$ (Data tidak independen)

Statistik uji yang digunakan dalam uji *Bartlett* ditunjukkan pada persamaan (2.3).

$$\chi^2 = - \left[n - 1 - \frac{2m + 5}{6} \right] \ln \|\rho\| \quad (2.3)$$

Keterangan :

n = jumlah observasi

m = jumlah variabel dependen

$\|\rho\|$ = determinan dari *matrix* korelasi *pearson*.

dengan rumus untuk menghitung korelasinya

$$r_{ik} = \frac{S_{ik}}{\sqrt{S_{ii}}\sqrt{S_{kk}}} = \frac{\sum_{j=1}^n (y_{ij} - \bar{y}_i)(y_{jk} - \bar{y}_k)}{\sqrt{\sum_{j=1}^n (y_{ij} - \bar{y}_i)^2} \sqrt{\sum_{j=1}^n (y_{jk} - \bar{y}_k)^2}} \quad (2.4)$$

Untuk $i = 1, 2, \dots, p; k = 1, 2, 3, \dots, p; r_{ik} = r_{ki}$

Daerah kritis : Tolak H_0 jika, $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{(\alpha, m(m-1))}$

b. Multikolinieritas

Salah satu pengujian yang harus dipenuhi pada analisis regresi linier berganda adalah tidak adanya hubungan multikolinieritas antar variabel prediktor. Multikolinearitas merupakan suatu keadaan dimana pada model regresi, ditemukan adanya korelasi yang sempurna atau mendekati sempurna antar variabel independen. Yang seharusnya, pada model regresi yang baik tidak boleh terjadi korelasi yang sempurna atau mendekati sempurna di antara variabel independen (Sutanto, 2009). Adanya multikolinearitas dapat ditunjukkan dengan adanya korelasi yang signifikan antar variabel independen. Multikolinieritas antar variabel independen dapat ditentukan yaitu dengan melihat nilai *Tolerance* dan *Variance Inflation Factors* (VIF) pada model regresi atau dengan membandingkan nilai koefisien determinasi individual (r^2) dengan nilai determinasi secara serentak (R^2).

Berikut adalah dua kriteria yang dapat mengindikasikan adanya multikolinieritas atau tidak antar variabel.

1. VIF (*Variance Inflation Factors*)

Apabila nilai VIF lebih besar dari 10 maka dapat menunjukkan adanya multikolinieritas antara variabel-variabel independen.

Rumus VIF ditunjukkan pada rumus (2.6).

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (2.6)$$

R_j^2 adalah koefisien determinasi antara satu variabel independen X_j dengan variabel independen lainnya. R_j^2 dapat dinyatakan dalam rumus (2.7).

$$R_j^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} \quad (2.7)$$

dimana:

$$SSE = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2; SST = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

Keterangan:

SSE = Sum Square Error

SST = Sum Square Total

y_i = Nilai variabel respon ke-i

\hat{y}_i = Nilai dugaan variabel respon ke-i

\bar{y} = Rata-rata variabel respon

2. Koefisien korelasi pearson (r_{xy})

Koefisien korelasi pearson didapatkan dari rumus (2.5).

$$r_{xy} = \frac{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})(y_j - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})^2}} \quad (2.5)$$

Jika nilai $r_{xy} > 0,95$, maka menunjukkan adanya hubungan multikolinearitas antar variabel.

Selain dua kriteria yang telah disebutkan, indikasi adanya multikolinieritas dapat ditunjukkan ketika terjadi perbedaan pada nilai koefisien korelasi yang memiliki nilai positif sedangkan pada persamaan regresi yang dihasilkan justru memiliki koefisien negatif. Perbedaan tersebut mengindikasikan bahwa variabel tersebut merupakan penyebab adanya multikolinieritas.

Multikolinearitas dapat diatasi yaitu salah satunya dengan mengeluarkan variabel independen yang tidak signifikan atau *dropping variable*. Namun dalam melakukan *dropping variable*, perlu mempertimbangkan hal-hal tertentu mengingat bahwa variabel tersebut memiliki informasi penting dan cukup berpengaruh terhadap variabel respon. Cara lain untuk mengatasi multikolinieritas juga dapat dilakukan dengan transformasi, maupun *Principal Component Analysis* (PCA).

Principal Component Analysis (PCA) merupakan salah satu analisis yang dilakukan untuk mengatasi adanya multikolinieritas. Analisis PCA berperan sebagai analisis transformasi data yaitu jika antar variabel terjadi saling korelasi (multikolinieritas) menjadi variabel baru (komponen) yang dijamin saling bebas (Solimum, Fernandes, & Nurjannah, 2017). Kemungkinan-kemungkinan yang dapat terjadi apabila kasus multikolinieritas tidak diatasi adalah sebagai berikut:

1. Variansi estimasi menjadi besar.
2. Interval kepercayaan menjadi lebar, dikarenakan variansi dan standar error besar.
3. Pengujian signifikansi secara parsial menjadi tidak signifikan.
4. Koefisien determinasi R^2 tinggi, tetapi tidak banyak variabel prediktor yang signifikan.

2.3.2 Estimasi Parameter Regresi Linier Multivariat

Sama halnya dengan model regresi linier, regresi multivariat akan melakukan sebuah estimasi untuk mendapatkan parameter $\hat{\beta}$ untuk setiap variabel respon. Draper & Smith (1966) mengatakan bahwa penaksiran nilai parameter $\hat{\beta}$ pada model regresi multivariat dilakukan dengan estimasi kuadrat terkecil. Adapun jumlah kuadrat *error* diberikan pada rumus (2.8).

$$\begin{aligned}\epsilon' \epsilon &= (Y - X\beta)'(Y - X\beta) \\ &= Y'Y - \beta'X'Y - Y'X\beta + \beta'X'X\beta \\ &= Y'Y - 2\beta'X'Y + \beta'X'X\beta\end{aligned}\quad (2.8)$$

Nilai dugaan kuadrat terkecil bagi β adalah $\hat{\beta}$ yang jika disubstitusikan ke dalam persamaan (2.8) akan meminimumkan $\epsilon' \epsilon$. Nilai dugaan ini dapat diperoleh melalui pendiferensialan persamaan (2.9) terhadap β dan kemudian menyamakan dengan nol *matrix* yang dihasilkan.

$$\begin{aligned}\frac{\partial}{\partial \beta}(Y'Y - 2\beta'X'Y + \beta'X'X\beta) &= 0 \\ \frac{\partial}{\partial \beta}(Y'Y - 2\beta'X'Y + \beta^2X'X) &= 0 \\ 0 - 2X'Y + 2\beta X'X &= 0\end{aligned}\quad (2.9)$$

Parameter $\hat{\beta}$ didapatkan dengan mengganti β dengan estimatornya. Maka diperoleh persamaan pada rumus (2.10).

$$\begin{aligned}\widehat{\beta}X'X &= X'Y \\ \widehat{\beta} &= (X'X)^{-1}X'Y\end{aligned}\quad (2.10)$$

dengan,

$\widehat{\beta}$ = *matrix* estimasi koefisien parameter regresi variabel respon

X = *matrix* variabel prediktor

Y = *matrix* variabel respon

2.3.3 Pengujian Signifikasi Parameter Model Regresi Linier Multivariat

Pengujian dalam analisis regresi multivariat menguji hipotesis kecukupan model: apakah variabel X , variabel prediktor memiliki pengaruh pada Y , variabel respon. Pengujian tersebut dilakukan dengan menguji hipotesis nol yaitu $H_0 : \beta = 0$.

$$\text{Dengan } \beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_q \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{01} & \beta_{02} & \cdots & \beta_{0m} \\ \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{r1} & \beta_{r2} & \cdots & \beta_{rm} \end{bmatrix}$$

(Marlik, 2009)

Namun, pengujian bahwa hanya ada beberapa variabel prediktor yang berpengaruh terhadap Y merupakan pengujian yang sangat penting (Khattree & Dayanand N. Naik, 2000). Untuk itu, terdapat dua macam uji yang dilakukan untuk menentukan tingkat signifikansi parameter yang telah dihasilkan dari analisis regresi multivariat, yaitu uji signifikansi serentak serta uji signifikansi secara parsial.

a. Uji Serentak

Uji serentak bertujuan untuk mengetahui apakah model signifikan dan memeriksa pengaruh variabel prediktor di dalam model secara bersama-sama. Pengujian signifikan serentak secara multivariat dilakukan bertujuan untuk menentukan apakah semua estimasi signifikan secara keseluruhan dalam model atau tidak (Rencher, 2002). Pengujian serentak regresi multivariat, dilakukan dengan uji *Wilks' Lambda*.

Hipotesisnya yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{01} = \beta_{11} = \cdots = \beta_{r1} = \beta_{rm} = 0$$

$$H_0 : \text{minimal 1 } \beta_{rm} \neq 0$$

Statistik uji yang digunakan ditunjukkan pada rumus (2.11).

$$\Lambda = \frac{|E|}{|E + H|} = \frac{|Y^T Y - \hat{B}' X' Y|}{|Y^T Y - n \bar{y} \bar{y}^T|} \quad (2.11)$$

Nilai *Wilks' Lambda* dapat didekati dengan nilai statistik uji F, dengan rumus ditunjukkan pada persamaan (2.12).

$$F = \frac{1 - \Lambda^{1/t}}{\Lambda^{1/t}} \cdot \frac{rt - 2u}{pq} \quad (2.12)$$

dengan,

$$\begin{aligned} r &= v - \frac{p - q + 1}{2}, \\ u &= \frac{pq - 2}{4} \\ t &= \begin{cases} \sqrt{\frac{p^2 q^2 - 4}{p^2 + q^2 - 5}} & \text{if } p^2 + q^2 - 5 > 0 \\ 1 & \text{otherwise} \end{cases} \end{aligned}$$

Keterangan :

$p = \text{rank}(\mathbf{E} + \mathbf{H})$

$q = \text{rank}(\mathbf{X}^T \mathbf{X})$

$v = \text{df error}$

dengan $df1 = pq$ dan $df2 = rt - 2u$.

Kriteria tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{\alpha, df1, df2}$. Hal tersebut dapat diartikan bahwa minimal terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

b. Uji Parsial

Uji Parsial digunakan untuk menentukan pengaruh signifikansi dari setiap variabel prediktor terhadap variabel respon. Ukuran untuk pengujian parsial yang dinyatakan dalam regresi multivariat adalah nilai *Wilks' Lambda* yang pada penelitian ini didekati oleh nilai statistik uji F. Dengan hipotesisnya yaitu sebagai berikut (Rencher, 2002).

Hipotesis :

$H_0 : \beta_{rm} = 0,$

$H_1 : \beta_{rm} \neq 0$

Statistik uji ditunjukkan pada rumus (2.13).

$$\Lambda = \frac{|E|}{|E + H|} = \frac{|Y^T Y - \hat{\beta}' X' Y|}{|Y^T Y - \hat{\beta}'_r X'_r Y|} \quad (2.13)$$

Seperti pada pengujian serentak persamaan regresi multivariat, pengujian parsial menggunakan nilai *Wilks' Lambda* dapat dilakukan pula menggunakan pendekatan statistik uji *F* dengan rumus (2.13).

Kriteria tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{\alpha, df1, df2}$. Hal tersebut dapat diartikan bahwa variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2.3.4 Uji Asumsi Residual Regresi Linier Multivariat

Pada hasil pemodelan regresi linier multivariat, dibutuhkan dua asumsi residual yang harus dipenuhi. Asumsi tersebut ialah residual berdistribusi normal multivariat dan *matrix* varian kovarian residual homogen. (Helwig, 2017).

a. Uji Asumsi Residual Homogen

Uji residual identik bertujuan untuk menguji apakah dalam model regresi terjadi ketidaksamaan variansi dari residual satu pengamatan ke pengamatan lain. Pada pemodelan regresi multivariat, residual yang dihasilkan harus memiliki *matrix* varian-kovarian yang homogen. Pengujian residual homogen dilakukan dengan menggunakan uji *Box's M*.

Hipotesis :

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_k,$$

$$H_1 : \Sigma_i \neq \Sigma_j \text{ untuk } i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, k$$

Statistik Uji *Box's M* ditunjukkan pada persamaan (2.14).

$$\chi^2 = -2(1 - c_1) \ln M \quad (2.14)$$

dengan,

$$\ln M = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k v_i \ln |S_i| - \frac{1}{2} \ln \|S_{pool}\| \left(\sum_{i=1}^k v_i \right),$$

$$S_{pool} = \frac{\sum_{i=1}^k v_i S_i}{\sum_{i=1}^k v_i},$$

$$c_1 = \left[\sum_{i=1}^k \frac{1}{v_i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^k v_i} \right] \left[\frac{2p^2 + 3p - 1}{6(p+1)(k-1)} \right], v_i = n_i - 1$$

Keterangan:

k = banyak kelompok

p = banyak variabel prediktor (pada penelitian ini p merupakan jumlah kolom residual yang terbentuk)

S_i = standar deviasi dari kelompok ke- i

n_i = jumlah observasi pada kelompok ke- i

Daerah kritis: Gagal Tolak H_0 (*matrix* varian-kovarian bersifat homogen) jika $\chi^2 \leq \chi^2_{\frac{1}{2}(k-1)p(p+1)}$.

b. Uji Asumsi Residual Normal Multivariat

Sebagaimana yang telah diketahui bahwa dalam analisis multivariat diperlukan uji asumsi distribusi normal multivariat. Asumsi paling penting dalam analisis multivariat adalah kenormalan yang kemudian dinamakan sebagai uji multivariat normal dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Data mengikuti sebaran distribusi normal multivariat

H_1 : Data tidak mengikuti sebaran distribusi normal multivariat.

Digunakan statistik uji pada persamaan (2.15) berikut.

$$d_j^2 = (\hat{\mathbf{e}}_j - \bar{\mathbf{e}})^T \mathbf{S}^{-1} (\hat{\mathbf{e}}_j - \bar{\mathbf{e}}) \quad (2.15)$$

dimana $j = 1, 2, \dots, n$.

Kemudian untuk memeriksa data apakah mengikuti sebaran distribusi normal atau tidak dapat ditentukan melalui *plot* antara d_j^2 dengan $q_{c,r} \left(\frac{j-0,5}{n} \right)$. Apabila *plot* tersebut cenderung membentuk garis lurus atau proporsi nilai $d_j^2 \leq \chi^2_{(r,\alpha)}$ sebesar $50\% \pm 4\%$ maka dapat dikatakan bahwa data berdistribusi normal multivariat (Johnson & Wichern, 2007).

2.3.5 Ukuran Keباikan Model Regresi Linier Multivariat

Keباikan model pada analisis regresi multivariat diukur dengan menggunakan nilai *Wilks' Lambda*. Nilai *Wilks' Lambda* akan mengukur keeratan antara variabel dependen dengan variabel independen model regresi multivariat. Koefisien determinasi untuk menghitung keباikan model ditunjukkan pada rumus (2.16) (Rencher, 2002).

$$\eta_A^2 = 1 - \Lambda \quad (2.16)$$

Keterangan :

η_{Λ}^2 = nilai koefisien determinasi antar variabel dependen dan independen

Λ = nilai *Wilks' Lambda*

Nilai η_{Λ}^2 berada pada interval 0 sampai 1. Dimana jika nilai η_{Λ}^2 semakin mendekati 1 (satu), maka hubungan antar variabel dependen dengan independen semakin baik, yang berarti kebaikan model regresi multivariat semakin baik. Jika nilai η_{Λ}^2 semakin mendekati 1 (satu) maka semakin besar prosentase variabel dependen yang dapat dijelaskan oleh variabel independen.

2.4 *Multivariate Analysis of Variance (MANOVA) One-Way*

Analisis varians multivariat (MANOVA) adalah teknik analisis yang digunakan untuk membandingkan mean dari dua populasi atau lebih untuk kasus univariate random sampel yang diperoleh dari populasi (Marrison, 2005). Kegunaan dari MANOVA adalah untuk menentukan pengaruh dari variabel bebas terhadap variabel tak bebas.

One-Way MANOVA merupakan salah satu pengujian MANOVA yang menguji perbedaan antara 1 variabel bebas yang terdiri dari i kategorik, terhadap lebih dari satu populasi. Asumsi tentang struktur data pada *One-Way* MANOVA dijelaskan oleh Johnson & Wichern (2007) yaitu :

1. $\mathbf{X}_{l1}, \mathbf{X}_{l2}, \dots, \mathbf{X}_{ln_l}$ adalah sampel random dari sebuah populasi dengan $\boldsymbol{\mu}_l, l = 1, 2, \dots, m$. Random sampel dari populasi berbeda bersifat independen.
2. Semua populasi mempunyai matrix kovarian $\boldsymbol{\Sigma}$.
3. Setiap populasi berdistribusi normal multivariat.

Model MANOVA untuk membandingkan m populasi vektor rata-rata sebagaimana persamaan (2.17).

$$\mathbf{Y}_{lj} = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\tau}_j + \boldsymbol{\varepsilon}_{lj} \quad (2.17)$$

Keterangan :

$l = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, nl$

\mathbf{Y}_{lj} = respon dari perlakuan ke- i dan ulangan ke- j

$\boldsymbol{\mu}$ = nilai rata-rata umum

$\boldsymbol{\tau}_j$ = pengaruh dari perlakuan pada level ke- j terhadap respon

$\boldsymbol{\varepsilon}_{lj}$ = pengaruh *error* yang independen, berdistribusi $N_p(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$

Hipotesis:

H_0 : $\bar{\mu}_1 = \bar{\mu}_2 = \dots = \bar{\mu}_j$ (semua vektor rata-rata tiap grup adalah sama), $j = 1, 2, \dots, nl$

H_1 : minimal ada satu pasang : $\bar{\mu}_i \neq \bar{\mu}_j$

Statistik Uji:

Tabel 2.1 Perhitungan *Matrix SSCP MANOVA One-Way*

SOV*	SSCP*	df*
<i>Treatment</i>	$H = \sum_{t=1}^m n_l (\bar{x}_l - \bar{x})(\bar{x}_l - \bar{x})'$	$m - 1$
<i>Error</i>	$E = \sum_{l=1}^m \sum_{j=1}^{nl} (x_{lj} - \bar{x}_l)(x_{lj} - \bar{x}_l)'$	$\sum_{l=1}^m n_l - m$
<i>Total</i>	$E + H = \sum_{l=1}^m \sum_{j=1}^{nl} (x_{lj} - \bar{x})(x_{lj} - \bar{x})'$	$\sum_{l=1}^m n_l - 1$

* SOV = *Source of Variation*

SSCP = *Matrix of Sum of Squares and Cross Product*

df = *degrees of freedom*

Perhitungan statistik uji MANOVA dalam Tabel 2.1, dapat diubah ke dalam statistik uji *Pillai's Trace*, *Wilks' Lambda*, *Lawley-Hotelling Trace* dan *Roy's Largest Root*. Statistik uji *Pillai's Trace* lebih kuat digunakan untuk asumsi homogenitas *matrix* varians-kovarians yang terganggu. Statistik uji *Pillai's Trace* bersifat robust terhadap asumsi homogenitas terlanggar (Tabachnick & Fidell, 2007). Statistik uji *Pillai's Trace* dirumuskan ke dalam persamaan (2.18).

$$F = \frac{(2N + s + 1)V^{(s)}}{(2m + s + 1)(s - V^{(s)})} \quad (2.18)$$

dengan,

$$V^{(s)} = \text{tr}[\mathbf{H}(\mathbf{H} + \mathbf{E})^{-1}]$$

Keterangan :

$$N = \frac{1}{2}(VE - p - 1)$$

$$m = \frac{1}{2}(|VH - p| - 1)$$

$$s = \min(VH, p)$$

VH = df hipotesis

VE = df error

p = jumlah variabel respon

Daerah Kritis: Tolak H_0 jika $F \geq F_{s(2m+s+1),s(2N+s+1)}$

2.5 Seleksi Ujian Tulis

Berdasarkan Peraturan Perundang-undangan pada Undang-Undang Nomor 12 Tahun 2012 tentang Pendidikan Tinggi; Peraturan Pemerintah Nomor 4 Tahun 2014 tentang Penyelenggaraan Pendidikan Tinggi dan Pengelolaan Perguruan Tinggi; Peraturan Menteri Riset, Teknologi, dan Pendidikan Tinggi tentang Penerimaan Mahasiswa Baru Program Sarjana pada Perguruan Tinggi Negeri, jalur penerimaan mahasiswa baru dilakukan melalui Jalur Rapor atau Seleksi Nasional Masuk Perguruan Tinggi Negeri (SNMPTN), Jalur Seleksi Ujian Tulis atau Seleksi Bersama Masuk Perguruan Tinggi Negeri (SBMPTN), dan Seleksi Mandiri. Seleksi bersama penerimaan mahasiswa baru di lingkungan PTN melalui ujian tulis telah menunjukkan berbagai keunggulan dan keuntungan, baik bagi peserta, PTN, maupun bagi kepentingan nasional. Bagi peserta, keuntungan seleksi bersama adalah lebih efisien, murah, dan fleksibel dengan adanya mekanisme lintas wilayah.

Seleksi ujian tulis adalah seleksi penerimaan mahasiswa baru melalui ujian tulis atau kombinasi hasil ujian tulis dan ujian keterampilan. Sama dengan tahun 2017, pelaksanaan Ujian Tulis tahun 2018 terdiri atas Ujian Tulis Berbasis Cetak (UTBC) dan Ujian Tulis Berbasis Komputer (UTBK). Ujian tulis yang terdiri atas UTBC dan UTBK menggunakan soal-soal ujian yang dirancang sesuai kaidah akademik pengembangan tes. Ujian Tulis dirancang untuk mengukur kemampuan dasar yang dapat memprediksi keberhasilan calon mahasiswa di semua program studi, yakni kemampuan penalaran tingkat tinggi (*higher order thinking*), yang meliputi potensi akademik, penguasaan bidang studi dasar, bidang Sains dan Teknologi (Saintek), serta bidang Sosial dan Humaniora (Soshum). Selain mengikuti UTBC atau UTBK, peserta yang memilih program studi Ilmu Seni dan/atau Keolahragaan diwajibkan mengikuti ujian keterampilan (UK) (SBMPTN, 2018). Materi Ujian Tulis terdiri dari Tes Kemampuan

dan Potensi Akademik (TKPA), Tes Kemampuan Dasar Sains dan Teknologi (TKD Sanitek) dan Tes Kemampuan Dasar Sosial dan Humaniora (TKD Soshum). Dengan rincian yang ditunjukkan dalam Tabel 2.2.

Tabel 2.2 Materi Ujian Tertulis SBMPTN

Kelompok Ujian	Materi Ujian Tulis	Mata Uji
Saintek	TKPA	Matematika Dasar, Bahasa Indonesia, Bahasa Inggris, Verbal, Numerikal, dan Figural.
	TKD Saintek	Matematika, Biologi, Kimia dan Fisika.
Soshum	TKPA	Matematika Dasar, Bahasa Indonesia, Bahasa Inggris, Verbal, Numerikal, dan Figural.
	TKD Soshum	Sosiologi, Sejarah, Geografi, dan Ekonomi.

2.6 Indeks Prestasi Tahap Persiapan (IP Tahap Persiapan)

Indeks Prestasi (IP) merupakan nilai kredit rata-rata yang merupakan satuan nilai akhir yang menggambarkan nilai proses belajar mengajar setiap semester atau dapat diartikan pula sebagai besaran atau angka yang menyatakan prestasi keberhasilan dalam proses belajar mahasiswa pada suatu semester. Sedangkan tahap persiapan adalah tahap pembelajaran yang dijadwalkan dalam dua semester pertama pada kurikulum program sarjana, program diploma tiga (D-III), dan program diploma empat (D-IV) (Peraturan Akademik ITS, 2014). Maka, IP tahap persiapan merupakan IP seorang mahasiswa di semester 1 dan semester 2.

Program sarjana mempunyai beban studi 144 sks yang dijadwalkan dalam delapan semester, dan dibagi dalam tahap persiapan dengan beban studi 36 sks yang dijadwalkan dalam dua semester, dan tahap sarjana dengan beban studi 108 sks yang dijadwalkan dalam enam semester (SBMPTN, 2018).

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari Tim Penyelenggara Ujian Tulis Seleksi Bersama Masuk Perguruan Tinggi Negeri (SBMPTN) 2017. Data penelitian merupakan data nilai mata uji ujian tulis 2017 kelompok prodi Sains dan Teknologi (Saintek). Data tersebut juga memuat nilai IPS 1 dan IPS 2 sebagai variabel respon.

Total data peserta yang diterima pada seleksi ujian tulis di seluruh Perguruan Tinggi Negeri di Indonesia, berjumlah 148.066 data yang merupakan data peserta dengan kelompok ujian Saintek, Soshum dan Campuran. Dengan perincian data pada masing-masing kelompok prodi ditunjukkan pada Tabel 3.1.

Tabel 3.1 Jumlah Data pada Setiap Kelompok Prodi

Kelompok Prodi	Jumlah Data
Saintek	61.015
Soshum	59.714
Campuran	27.337

Pada data peserta kelompok prodi saintek, terdapat 31.783 data dengan nilai IPS 1 maupun IPS 2 bernilai 0 atau *blank*. *Missing value* pada variabel IPS 1 dan IPS 2 disebabkan oleh peserta yang tidak mendaftar ulang, ataupun dari pihak Perguruan Tinggi Negeri belum menyerahkan nilai IPS 1 dan IPS 2. Sehingga data tersebut tidak digunakan pada penelitian ini. Selain pada nilai IPS 1 dan IPS 2, pada variabel asal daerah dan asal SLTA juga terdapat *missing value*. Variabel asal daerah memiliki *missing value* sebanyak 70 data (0,24%), sedangkan variabel asal SLTA memiliki *missing value* sebanyak 207 data (0,71%). Peneliti menghapus semua *missing value* yang ada, sehingga data yang digunakan berjumlah 28.955 data.

Data pada pemodelan regresi multivariat menurut karakteristik Perguruan Tinggi Negeri, dibatasi pada PTN yang telah berstatus PTN-BH saja. Data tersebut merupakan data peserta yang diterima di 9 dari 11 PTN-BH dengan kelompok prodi Saintek yaitu berjumlah 9900 data. PTN-BH tersebut adalah

Institut Pertanian Bogor (IPB), Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS), Universitas Airlangga (UNAIR), Universitas Diponegoro (UNDIP), Universitas Gadjah Mada (UGM), Universitas Hasanuddin (UH), Universitas Indonesia (UI), Universitas Padjajaran (UNPAD), dan Universitas Pendidikan Indonesia (UPI). Peserta yang diterima di 2 PTN-BH lainnya yaitu Institut Teknologi Bandung (ITB), dan Universitas Sumatera Utara (USU) tidak digunakan dalam pemodelan regresi multivariat ini karena nilai IPS 1 dan IPS 2 pada PTN tersebut, memiliki nilai *blank*. Hal tersebut dikarenakan pihak ITB dan USU yang belum menyerahkan nilai IPS 1 dan IPS 2 kepada panitia terkait.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini terdiri atas variabel respon (Y) dan variabel prediktor (X). Variabel respon (Y) terdiri dari Y_1 yang merupakan IPS 1 dan Y_2 adalah IPS 2. Variabel prediktor pada penelitian ini terdiri dari 10 nilai mata uji yang terdiri dari nilai 6 TKPA dan nilai 4 TKD Saintek dan variabel *dummy* berupa karakteristik peserta.

Tabel 3.2 Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan	Jenis data
Y_1	Indeks Prestasi Mahasiswa semester 1	Interval
Y_2	Indeks Prestasi Mahasiswa semester 2	Interval
X_1	Nilai mata uji TPA Verbal	Interval
X_2	Nilai mata uji TPA Numerikal	Interval
X_3	Nilai mata uji TPA Figural	Interval
X_4	Nilai mata uji Matematika Dasar	Interval
X_5	Nilai mata uji Bhs. Indonesia	Interval
X_6	Nilai mata uji Bhs. Inggris	Interval
X_7	Nilai mata Matematika IPA	Interval
X_8	Nilai mata uji Fisika	Interval
X_9	Nilai mata uji Kimia	Interval
X_{10}	Nilai mata Biologi	Interval
Jenis Kelamin		
X_{11}	0 = Laki-Laki 1 = Perempuan	Nominal
Status Penerimaan Beasiswa Bidikmisi		
X_{12}	0 = Bukan Penerima Beasiswa Bidikmisi 1 = Penerima Beasiswa	Nominal

Tabel 3.2 Variabel Penelitian (Lanjutan)

Variabel	Keterangan	Jenis data
X_{13}	Jenis SLTA	Nominal
	0 = MA	
	1 = SMA	
	2 = SMK	
X_{14}	Asal Daerah	Nominal
	0 = Jawa dan Bali	
	1 = Kalimantan	
	2 = Luar Negeri	
	3 = Nusa Tenggara	
	4 = Papua dan Kepulauan Maluku	
X_{15}	5 = Sulawesi	Nominal
	6 = Sumatera	
	Pilihan Diterima	
	0 = Pertama	
X_{16}	1 = Kedua	Nominal
	2 = Ketiga	
	Rumpun Ilmu	
	0 = Ekonomi	
	1 = Hewani	
	2 = Kedokteran	
	3 = Kesehatan	
	4 = Pendidikan	
	5 = Seni, Desain, dan Media	
	6 = Sosial Humaniora	
X_{17}	7 = Tanaman	Nominal
	8 = Teknik	
	9 = MIPA	
	PTN-BH	
	0 = IPB	
	1 = ITS	
	2 = UNAIR	
	3 = UNDIP	
	4 = UGM	
	5 = UH	
	6 = UI	
	7 = UNPAD	
	8 = UPI	

3.3 Struktur Data

Analisis regresi multivariat pada penelitian ini dilakukan pada dua tahap, yaitu regresi multivariat tanpa menggunakan variabel *dummy*, regresi multivariat dengan menambahkan variabel *dummy*. Struktur data pada persamaan regresi tanpa menambahkan variabel *dummy* ditunjukkan pada Tabel 3.3, sedangkan struktur data pada pemodelan regresi multivariat dengan variabel *dummy* jenis kelamin ditunjukkan pada Tabel 3.4.

Tabel 3.3 Struktur Data Regresi Multivariat tanpa Variabel *Dummy*

No.	Respon		Prediktor				
	Y_1	Y_2	X_1	X_2	...	X_{10}	
1	2,77	2,42	508,33	534,33	...	513,32	
2	3,38	3,33	464,42	485,29	...	460,94	
3	3,08	3,32	472,71	321,44	...	513,32	
4	2,78	3,39	468,39	574,13	...	502,42	
5	2,98	3,36	635,85	460,78	...	573,41	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	
28954	3,75	3,81	599,70	514,68	...	703,98	
28955	2,75	2,08	457,04	572,45	...	649,43	

Tabel 3.4 Struktur Data Regresi Multivariat dengan Variabel *Dummy* Jenis Kelamin

No.	Respon		Prediktor					Dummy	
	Y_1	Y_2	X_1	X_2	...	X_{10}	$X_{11=0}$	$X_{11=1}$	
1	2,77	2,42	508,33	534,33	...	513,32	1	0	
2	3,38	3,33	464,42	485,29	...	460,94	1	0	
3	3,08	3,32	472,71	321,44	...	513,32	0	1	
4	2,78	3,39	468,39	574,13	...	502,42	0	0	
5	2,98	3,36	635,85	460,78	...	573,41	0	0	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	
28954	3,75	3,81	599,70	514,68	...	703,98	1	0	
28955	2,75	2,08	457,04	572,45	...	649,43	0	1	

Struktur data dengan variabel *dummy* yaitu status bidikmisi, memiliki struktur data yang sama dengan Tabel 3.4. Variabel *dummy* lainnya yang memiliki lebih dari dua kategori yaitu jenis SLTA, asal daerah, pilihan diterima, rumpun ilmu dan PTN-BH,

memiliki struktur data yang sedikit berbeda dari Tabel 3.4. Perbedaanannya yaitu pada jumlah variabel *dummy* yang digunakan. Jika kategori pada setiap variabel karakteristik lebih dari 2, maka pada kolom *dummy* ditambahkan sesuai dengan jumlah kategori yang ada pada variabel karakteristik tersebut.

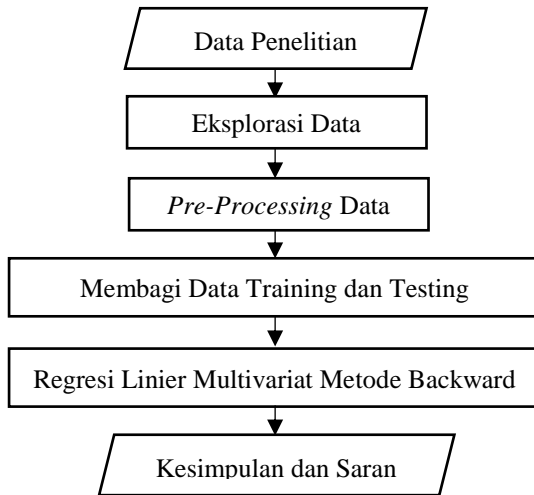
3.4 Langkah Penelitian

Langkah analisis yang dilakukan berdasarkan dengan tujuan pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

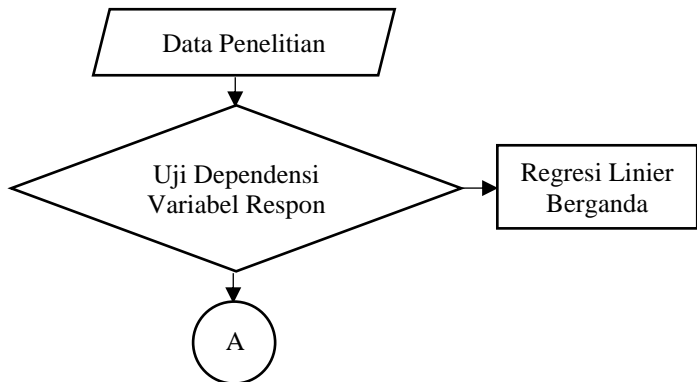
1. *Preprocessing* data penelitian.
2. Melakukan eksplorasi data.
3. Membagi data *training* dan *testing*.
4. Melakukan analisis regresi linier multivariat dengan metode *backward* menggunakan data *training*. Analisis regresi multivariat dilakukan dengan langkah-langkah sebagai berikut.
 - a. Melakukan uji dependensi antar variabel respon.
 - b. Melakukan pembentukan estimasi parameter model regresi multivariat.
 - c. Melakukan uji signifikansi parameter model secara serentak.
 - d. Melakukan uji signifikansi parameter model secara parsial.
 - e. Menghapus variabel yang tidak berpengaruh signifikan.
 - f. Melakukan uji asumsi residual multivariat.
 - i. *Matrix* varian kovarian residual homogen
 - ii. Residual berdistribusi normal multivariat
 - g. Asumsi residual normal multivariat yang tidak terpenuhi, diatasi dengan melakukan transformasi $\Lambda = 3$.
 - h. Melakukan langkah 5.a hingga 5.f dengan variabel respon yang telah ditransformasi.
 - i. Mendapatkan model persamaan regresi multivariat terbaik.
5. Mensubstitusikan data *testing* ke dalam persamaan regresi yang diperoleh berdasarkan langkah 5 untuk mendapatkan nilai \hat{Y} .
6. Menghitung besarnya nilai *Mean Square Error* (MSE) dari nilai \hat{Y} yang didapatkan pada langkah 6.
7. Menghitung nilai kebaikan model dari model regresi multivariat yang didapatkan.
8. Melakukan pengujian MANOVA *One-Way* pada variabel karakteristik peserta seleksi ujian tulis.

9. Melakukan analisis regresi multivariat dengan menambahkan variabel *dummy* jenis kelamin, status bidikmisi, jenis SLTA, asal daerah, pilihan diterima, rumpun ilmu, dan PTN-BH dengan langkah yang sama seperti pada langkah 5.
10. Menarik kesimpulan dan saran.

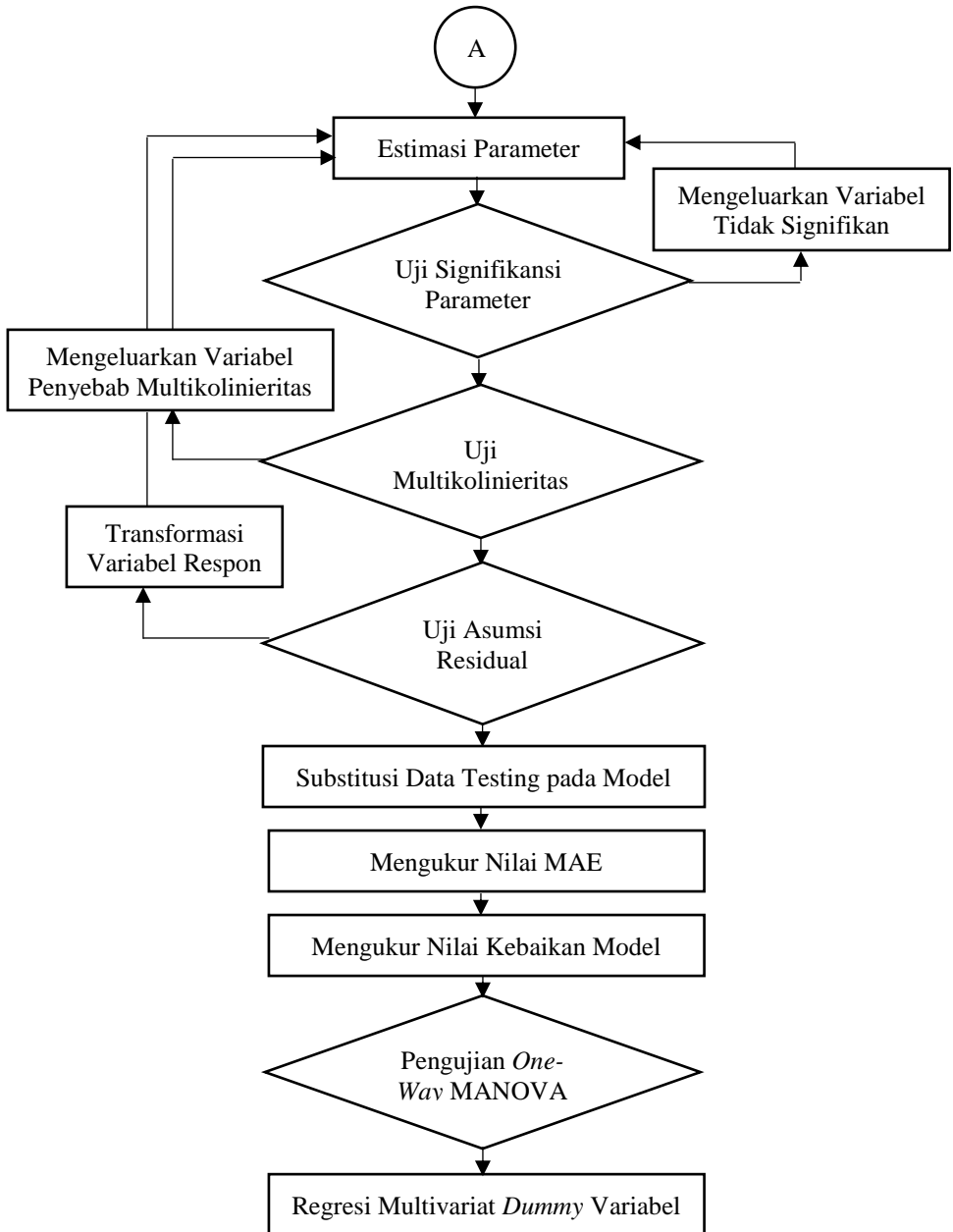
Berdasarkan langkah-langkah penelitian dan penjelasan sebelumnya, berikut merupakan diagram alir pada penelitian yang akan dilakukan.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian



Gambar 3.2 Diagram Alir Regresi Linier Multivariat



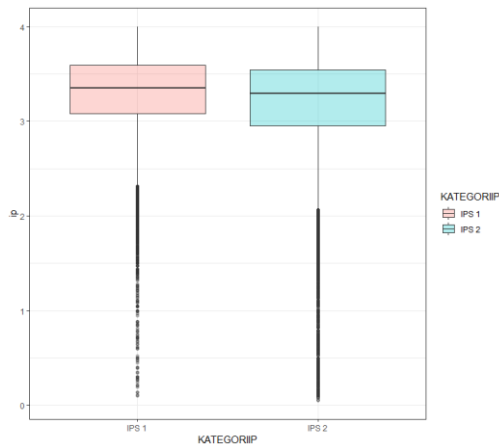
Gambar 3.2 Diagram Alir Regresi Linier Multivariat (Lanjutan)

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

4.1 Karakteristik Variabel Penelitian

Kemampuan peserta seleksi ujian tulis berdasarkan karakteristiknya, dapat digambarkan menggunakan statistika deskriptif. Statistika deskriptif dilakukan untuk membandingkan keberhasilan studi di masa perkuliahan dari setiap karakteristik, yang diukur berdasarkan nilai IPS 1 dan IPS 2. Statistika deskriptif juga dapat menggambarkan keadaan dari karakteristik peserta seleksi ujian tulis terhadap kemampuan peserta dalam menjawab soal pada ujian yang ditentukan berdasarkan nilai keseluruhan ujian tulis, yaitu berupa nilai rata-rata dari kesepuluh nilai ujian. Gambar 4.1 merupakan statistika deskriptif berupa visualisasi data pada variabel respon penelitian.



Gambar 4.1 *Boxplot* Nilai IPS 1 dan IPS 2

Gambar 4.1 menunjukkan bahwa perbedaan antara persebaran nilai IPS 1 dengan IPS 2 tidak terlalu terlihat. *Boxplot* tersebut menunjukkan bahwa nilai IPS 1 sedikit memiliki nilai yang lebih tinggi dibandingkan dengan nilai IPS 2 yang dapat ditentukan berdasarkan nilai mediannya, kuantil 1 dan kuantil 3 pada *boxplot* tersebut. Persebaran nilai IPS 1 maupun IPS 2 memusat pada nilai indeks yaitu pada angka 3 hingga 4, serta terdapat beberapa nilai *outlier* baik pada nilai IPS 1 maupun IPS 2.

Statistika deskriptif pada variabel respon dilanjutkan pada statistika deskriptif berupa tabulasi data yang meliputi nilai rata-rata, nilai standar deviasi dan nilai median menurut karakteristik peserta yang digunakan pada penelitian. Tabulasi tersebut ditunjukkan pada Tabel 4.1.

Tabel 4.1 Statistika Deskriptif IPS 1 dan IPS 2

Karakteristik	Jenis	Rata-Rata		Standar Deviasi		Median	
		IPS 1	IPS 2	IPS 1	IPS 2	IPS 1	IPS 2
Jenis Kelamin	L	3,21	3,05	0,477	0,641	3,28	3,18
	P	3,36	3,28	0,374	0,464	3,41	3,36
Jenis SLTA	MA	3,26	3,16	0,450	0,570	3,33	3,28
	SMA	3,30	3,18	0,425	0,559	3,37	3,29
	MK	3,17	3,05	0,484	0,635	3,24	3,19
Bidik Misi	0	3,28	3,15	0,439	0,577	3,35	3,27
	1	3,33	3,24	0,402	0,515	3,39	3,33
Pilihan Diterima	1	3,25	3,14	0,467	0,580	3,33	3,26
	2	3,30	3,18	0,418	0,553	3,36	3,28
	3	3,32	3,20	0,402	0,563	3,38	3,31
Asal Daerah	1	3,32	3,20	0,416	0,543	3,38	3,31
	2	3,35	3,16	0,408	0,586	3,40	3,26
	3	3,03	2,90	0,277	0,299	3,05	2,93
	4	3,21	3,09	0,383	0,589	3,25	3,21
	5	3,31	3,14	0,423	0,661	3,33	3,33
	6	3,29	3,13	0,531	0,729	3,40	3,32
	7	3,24	3,15	0,425	0,538	3,30	3,24

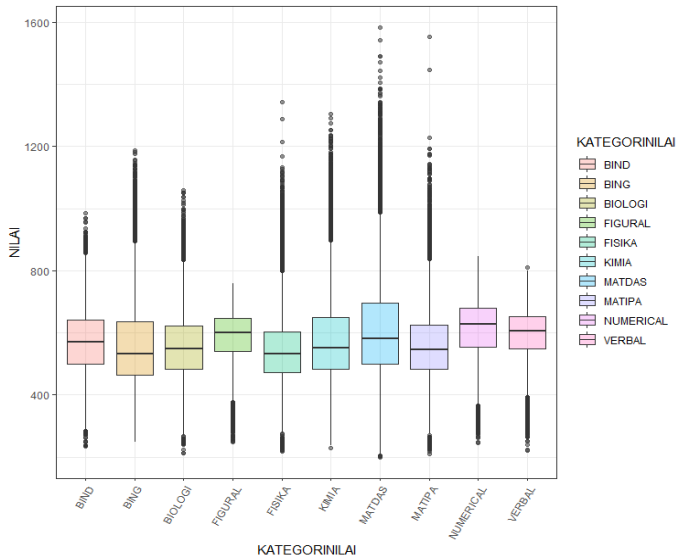
**Catatan: Keterangan jenis kategorik berada pada Bab III*

Nilai IPS 1 dan IPS 2 pada peserta seleksi ujian tulis untuk hampir semua karakteristik, memiliki nilai rata-rata IPS lebih besar dari 3,00. Pengecualian pada peserta dengan asal daerah luar negeri, yang memiliki rata-rata IPS 2 yaitu 2,90. Pada nilai IPS 1 sebagian besar memiliki nilai yang lebih besar dibandingkan IPS 2 untuk semua karakteristik. Nilai standar deviasi pada IPS 1 cenderung memiliki nilai yang lebih rendah dibandingkan pada standar deviasi IPS 2, yang menunjukkan bahwa data pada IPS 2 lebih beragam dibandingkan dengan IPS 2.

Berdasarkan karakteristik, misal pada karakteristik jenis SLTA, diketahui bahwa rata-rata nilai IPS 1 dan IPS 2 pada peserta yang berasal dari SMA, memiliki nilai yang lebih tinggi

dibandingkan dengan peserta dengan jenis sekolah lainnya. Nilai standar deviasi yang dihasilkan tidak terlalu besar, yang dibuktikan dengan nilai median yang tidak jauh dari nilai rata-rata yaitu 3,37 dan 3,29. Nilai median pada peserta SMA juga memiliki nilai yang lebih tinggi dibandingkan nilai median peserta asal sekolah lainnya.

Pada penelitian ini juga terdapat variabel prediktor yang merupakan 10 mata uji yang diujikan pada seleksi ujian tulis. Sepuluh mata uji tersebut dapat mewakili kemampuan dari peserta seleksi ujian tulis untuk dapat memasuki Perguruan Tinggi Negeri yang diinginkan peserta.



Gambar 4.2 Boxplot Nilai Mata Uji Seleksi Ujian Tulis

Gambar 4.2 menjelaskan bahwa perbedaan persebaran data antara 10 mata uji yang diujikan tidak memiliki perbedaan yang terlalu besar. Jika dibandingkan dari ke-10 mata uji yang diujikan, nilai matematika dasar adalah nilai yang memiliki persebaran tertinggi dibandingkan ke-9 mata uji lainnya, meskipun perbedaannya hanya sedikit. Namun pada mata uji tersebut, juga terdapat nilai *outlier* terendah dari keseluruhan nilai seleksi ujian tulis.

Untuk melihat kemampuan peserta berdasarkan karakteristik yang diamati, digunakan nilai rata-rata dari 10 mata uji yang diujikan. Tabel 4.2 menjelaskan statistika deskriptif berupa tabulasi data, yang terdiri dari rata-rata, standar deviasi, median, nilai *minimum* dan *maximum* dari rata-rata nilai mata uji peserta.

Tabel 4.2 Statistika Deskriptif Nilai Rata-Rata Ujian Tulis

Karak- teristik	Jenis	Rata- Rata	Standar Deviasi	Median	Min	Max
Jenis Kelamin	L	580,04	66,67	573,39	375,04	950,57
	P	577,96	57,65	573,90	371,58	956,51
Jenis SLTA	MA	567,57	57,95	560,63	381,70	896,98
	SMA	584,45	61,10	579,31	371,58	956,51
	SMK	524,53	48,02	525,25	375,04	715,38
Bidik Misi	0	584,32	57,95	578,64	393,61	956,51
	1	557,96	54,12	556,99	371,58	796,94
Pilihan Diterima	1	588,13	75,11	581,89	386,94	956,51
	2	582,04	57,04	579,07	371,58	758,02
	3	565,21	46,52	563,18	375,04	737,93
Asal Daerah	0	603,14	57,61	598,89	394,86	956,51
	1	563,23	56,68	551,32	443,90	799,35
	2	628,70	75,30	663,10	516,00	672,5
	3	546,07	44,53	539,23	420,75	757,07
	4	551,97	68,86	554,01	411,22	739,94
	5	534,81	64,26	530,87	371,58	835,82
	6	557,13	51,69	550,84	375,04	901,65

*Catatan: Keterangan jenis kategorik bidik misi dan asal daerah dijelaskan pada Bab III

Pada setiap karakteristik, didapatkan bahwa terdapat perbedaan nilai antar jenis karakteristiknya. Contohnya yaitu pada karakteristik jenis kelamin. Jika berdasarkan rata-ratanya, peserta berjenis kelamin laki-laki memiliki nilai yang lebih tinggi dibandingkan dengan perempuan. Namun ternyata, standar deviasinya juga lebih besar dibandingkan perempuan. Hal tersebut menunjukkan bahwa ragam dari nilai peserta berjenis kelamin laki-laki lebih besar dibandingkan dengan nilai peserta berjenis kelamin perempuan. Nilai varians yang besar, juga ditunjukkan dari nilai rata-rata dan median yang berbeda. Jika berdasarkan nilai rata-rata, peserta laki-laki memiliki nilai yang lebih tinggi, namun pada nilai

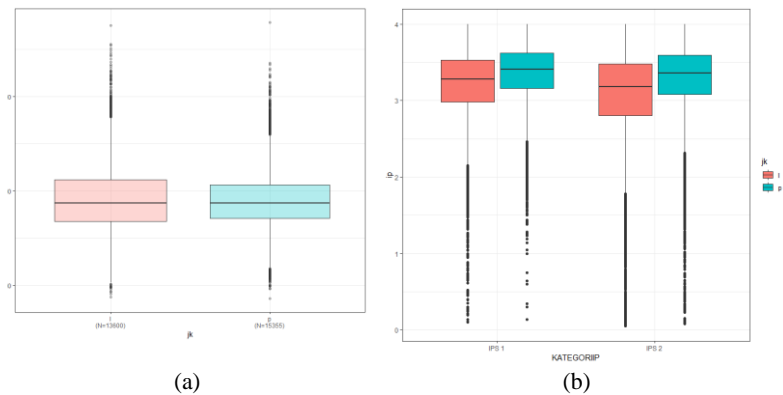
median, ternyata peserta perempuan memiliki nilai yang lebih tinggi.

Pada karakteristik asal daerah, diketahui bahwa rata-rata tertinggi dimiliki oleh peserta yang berasal dari Luar Negeri. Namun jika melihat pada nilai standar deviasi yang dihasilkan, peserta luar negeri memiliki standar deviasi yang lebih besar dibandingkan dengan nilai standar deviasi lainnya. Maka dapat dikatakan bahwa nilai ujian pada peserta yang berasal dari luar negeri cenderung heterogen. Rata-rata tertinggi kedua yaitu pada peserta yang berasal dari Jawa dan Bali, yang memiliki rata-rata IPS 1 dan IPS 2 yaitu 603,14 dengan standar deviasi yang lebih kecil dibandingkan peserta yang berasal dari luar negeri.

Penjelasan lebih lanjut pada setiap karakteristiknya, dijelaskan pada statistika deskriptif menggunakan visualisasi *boxplot* sebagai berikut.

A. Jenis Kelamin

Statistika deskriptif pada keberhasilan studi peserta, serta nilai rata-rata ujian tulis yang pertama dilakukan yaitu dengan mengkategorikan peserta seleksi ujian tulis berdasarkan jenis kelamin. Gambar 4.3 menunjukkan visualisasi *boxplot* rata-rata nilai ujian tulis, serta perbandingan IPS 1 dan IPS 2 menurut jenis kelamin peserta.



Gambar 4.3 *Boxplot* Jenis Kelamin Terhadap (a) Rata-Rata Nilai Ujian Tulis, (b) Indeks Prestasi Tahap Persiapan

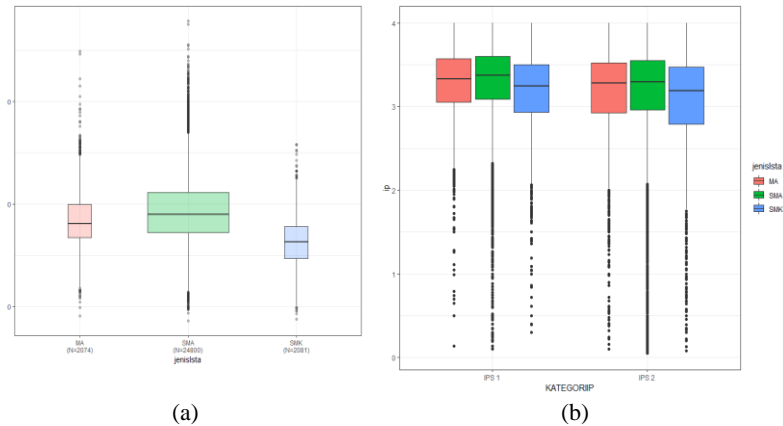
Gambar 4.3 (a) menunjukkan bahwa persebaran nilai pada peserta berjenis kelamin laki-laki lebih tinggi dibandingkan peserta berjenis kelamin perempuan. Tinggi pada *boxplot* tersebut menunjukkan bahwa varians pada peserta berjenis kelamin laki-laki lebih besar dibandingkan peserta berjenis kelamin perempuan. Hal tersebut dapat dibuktikan berdasarkan Tabel 4.2 pada nilai standar deviasi kedua kelompok jenis kelamin.

Boxplot nilai rata-rata ujian tulis pada peserta jenis kelamin perempuan pada Gambar 4.3 (b) memiliki nilai yang sedikit lebih tinggi dibandingkan dengan peserta berjenis kelamin laki-laki baik pada nilai IPS 1 maupun IPS 2. Persebaran data yang terjadi pada *boxplot* peserta laki-laki memiliki persebaran yang lebih besar dibandingkan dengan peserta perempuan yang ditunjukkan pada tinggi *box* pada *boxplot* tersebut. Hal tersebut sesuai dengan statistika deskriptif pada Tabel 4.1 bahwa nilai standar deviasi pada peserta laki-laki memiliki nilai yang lebih besar yaitu 0,4774 dan peserta perempuan dengan standar deviasi 0,3744.

Pada karakteristik jenis kelamin diketahui bahwa pada kemampuan peserta yang diukur berdasarkan rata-rata nilai ujian tulis, peserta berjenis kelamin laki-laki memiliki nilai yang lebih tinggi dibandingkan dengan perempuan. Sedangkan jika dibandingkan nilai IPS 1 dan IPS 2 nya, peserta jenis kelamin perempuan memiliki nilai yang lebih tinggi dibandingkan peserta laki-laki.

B. Jenis SLTA

Pada penelitian ini terdapat 3 jenis SLTA, yaitu MA (Madrasah Aliyah), SMA (Sekolah Menengah Atas), dan SMK (Sekolah Menengah Kejuruan). Peneliti ingin mengetahui apakah terdapat perbedaan nilai IPS 1 dan IPS 2 yang merupakan ukuran keberhasilan studi peserta seleksi ujian tulis. Pada variabel jenis SLTA, terdapat 206 data *missing* sejumlah 207 data atau 0,71% dari keseluruhan data. Pada tahap ini, peneliti menghilangkan data *missing* tersebut. Gambar 4.4 (a) menjelaskan visualisasi *boxplot* nilai rata-rata ujian tulis peserta menurut jenis SLTA, sedangkan Gambar 4.4 (b) menjelaskan *boxplot* nilai IPS 1 dan IPS 2 menurut jenis SLTA peserta seleksi ujian tulis.



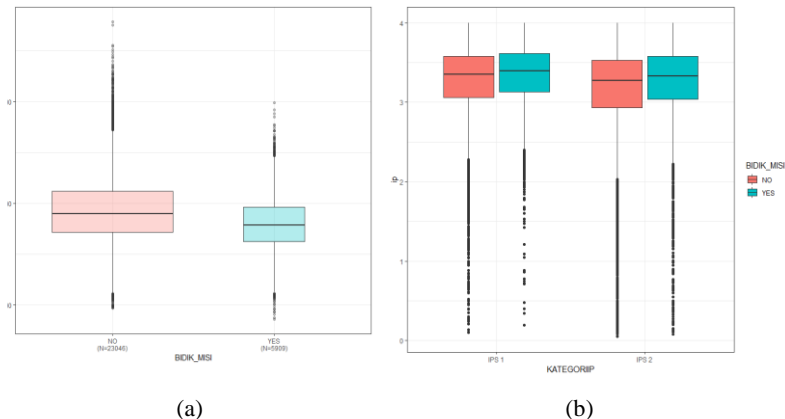
Gambar 4.4 *Boxplot* Jenis SLTA Terhadap (a) Rata-Rata Nilai Ujian Tulis, (b) Indeks Prestasi Tahap Persiapan

Gambar 4.4 menunjukkan bahwa Peserta seleksi ujian tulis terbanyak berasal dari peserta dengan jenis SLTA berupa Sekolah Menengah Atas (SMA) yang terlihat jelas berdasarkan lebar dari *box* pada *boxplot* pada Gambar 4.4 (a). *Boxplot* tersebut menunjukkan pula bahwa pada peserta jenis SLTA SMA, memiliki persebaran nilai yang sedikit lebih tinggi dibandingkan peserta dengan jenis SLTA MA dan SMK. Sedangkan pada jenis SLTA yaitu SMK merupakan persebaran nilai yang cenderung paling rendah dibandingkan dua jenis SLTA lainnya.

Gambar 4.4 (b) yang merupakan *boxplot* nilai Indeks Prestasi Tahap Persiapan, menjelaskan bahwa persebaran data antara jenis SLTA baik terhadap IPS 1 maupun IPS 2 sebagian besar berada pada rentang nilai indeks yaitu 3 sampai 4. Perbedaan yang terjadi antara karakteristik jenis SLTA terhadap nilai Indeks Prestasi peserta seleksi ujian tulis, memiliki perbedaan yang cukup kecil ditentukan berdasarkan *violin plot* tersebut yang memiliki *plot* yang hampir sama. Sama halnya dengan berdasarkan nilai rata-rata ujian tulis, pada Indeks Prestasi peserta dengan jenis SLTA yaitu SMA adalah peserta yang menghasilkan nilai Indeks Prestasi lebih tinggi dibandingkan dengan dua jenis SLTA lainnya.

C. Status Penerimaan Beasiswa Bidikmisi

Peserta seleksi ujian tulis dapat mengajukan beasiswa bidikmisi pada saat melakukan ujian masuk Perguruan Tinggi Negeri. Pada tahap ini, ingin diketahui bagaimana perbedaan kemampuan peserta seleksi ujian tulis berdasarkan status bidikmisi.



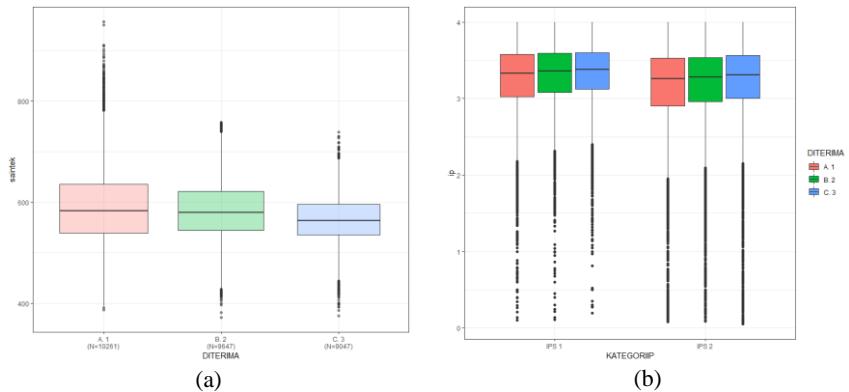
Gambar 4.5 *Boxplot* Status Penerimaan Beasiswa Bidikmisi Terhadap (a) Rata-Rata Nilai Ujian Tulis, (b) Indeks Prestasi Tahap Persiapan

Berdasarkan Gambar 4.5, diketahui bahwa dari keseluruhan peserta, lebih banyak peserta yang tidak menerima beasiswa bidikmisi dibandingkan dengan peserta yang menerima beasiswa bidikmisi. Keragaman antara penerima beasiswa dengan tidak terhadap nilai rata-rata ujian tulis, memiliki perbedaan yang tidak terlalu jauh. Namun *boxplot* tersebut menunjukkan bahwa nilai rata-rata ujian tulis yang tinggi lebih banyak dimiliki oleh peserta tanpa beasiswa bidikmisi.

Gambar 4.5 (b), menunjukkan bahwa nilai IPS 1 dan IPS 2 untuk peserta seleksi ujian tulis yang menerima beasiswa bidikmisi dengan peserta yang tidak menerima beasiswa bidikmisi, memiliki perbedaan nilai IPS 1 dan IPS 2 yang tidak terlalu besar. Peserta penerima beasiswa bidikmisi terlihat memiliki nilai IPS 1 maupun IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan dengan peserta tanpa beasiswa bidikmisi meskipun perbedaannya tidak terlalu besar.

D. Pilihan Diterima

Pada jalur masuk PTN yaitu seleksi ujian tulis, peserta dapat memilih 3 (tiga) jurusan dan universitas yang diinginkan. Peneliti ingin melihat apakah terdapat perbedaan kemampuan antara peserta seleksi ujian tulis yang diterima di pilihan pertama, kedua maupun ketiga berdasarkan nilai rata-rata ujian tulis, nilai IPS 1 dan IPS 2.



Gambar 4.6 *Boxplot* Pilihan Diterima Terhadap (a) Rata-Rata Nilai Ujian Tulis, (b) Indeks Prestasi Tahap Persiapan

Berdasarkan Gambar 4.6, dapat diketahui bahwa nilai rata-rata ujian tulis peserta yang diterima di pilihan pertama, kedua dan ketiga tidak memiliki perbedaan yang cukup terlihat. Jika dibandingkan dengan peserta yang diterima di pilihan kedua dan ketiga, jumlah nilai yang tinggi pada peserta pilihan pertama lebih banyak dibandingkan dengan peserta yang diterima di pilihan kedua maupun ketiga. Keragaman tertinggi juga dapat ditentukan dari tingginya *box* pada *boxplot* tersebut, dan terlihat bahwa peserta yang terpilih di pilihan pertama memiliki keragaman yang paling tinggi. Sedangkan peserta yang diterima pada pilihan ketiga memiliki keragaman terendah. Hal tersebut dapat dibuktikan pada Tabel 4.2.

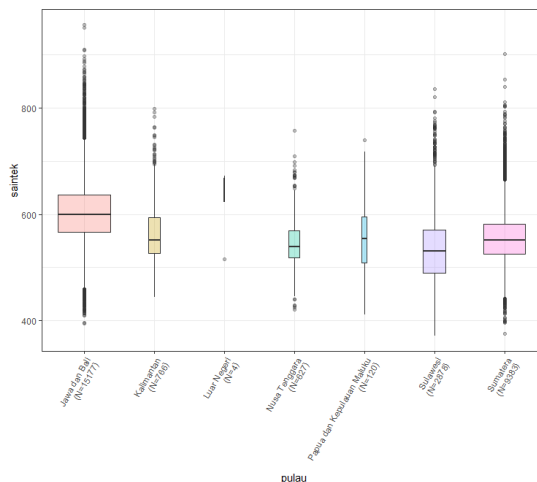
Berdasarkan karakteristik pilihan diterima, persebaran nilai Indeks Prestasi baik semester 1 maupun semester 2 memiliki perbedaan yang tidak terlalu terlihat. Berbeda dengan kemampuan pada nilai rata-rata seleksi ujian tulis, peserta dengan pilihan

diterima pertama merupakan peserta dengan persebaran yang lebih rendah dibandingkan peserta yang diterima pada pilihan kedua dan ketiga.

E. Asal Daerah

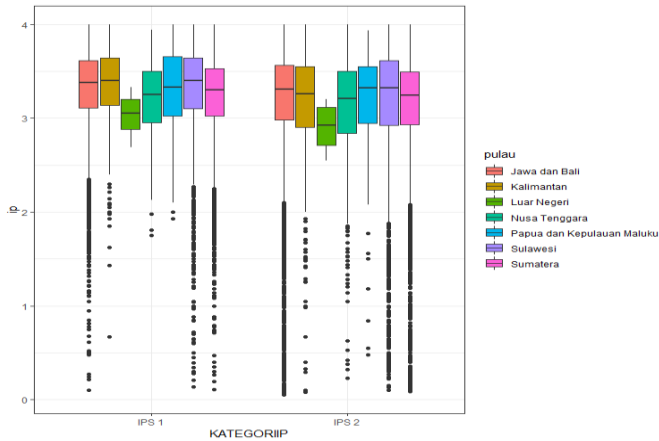
Variabel karakteristik asal daerah dibuat berdasarkan pulau terbesar di negara Indonesia. Pembagian daerah asal yaitu terdiri dari Jawa dan Bali, Sumatera, Kalimantan, Nusa Tenggara, Sulawesi, Papua dan Kepulauan Maluku. Serta terdapat 10 peserta seleksi ujian tulis yang berasal dari luar negeri.

Data asal daerah memiliki data *missing* sebanyak 70 data atau 0,24% dari keseluruhan data yang digunakan. Untuk itu peneliti menghilangkan *missing value* tersebut karena *missing* pada variabel asal daerah memiliki jumlah yang sangat kecil.



Gambar 4.7 Boxplot Nilai Rata-Rata Seleksi Ujian Tulis Berdasarkan Asal Daerah

Berdasarkan Gambar 4.7, dapat diketahui bahwa pada seleksi ujian tulis 2017 peserta terbanyak berasal dari Jawa dan Bali, kemudian Sumatera dan seterusnya. Nilai rata-rata ujian tulis peserta yang berasal dari Jawa dan Bali memiliki persebaran nilai yang paling tinggi dibandingkan dengan asal daerah lain. Sedangkan persebaran nilai seleksi ujian tulis yang terendah dimiliki oleh peserta yang berasal dari daerah Sulawesi.



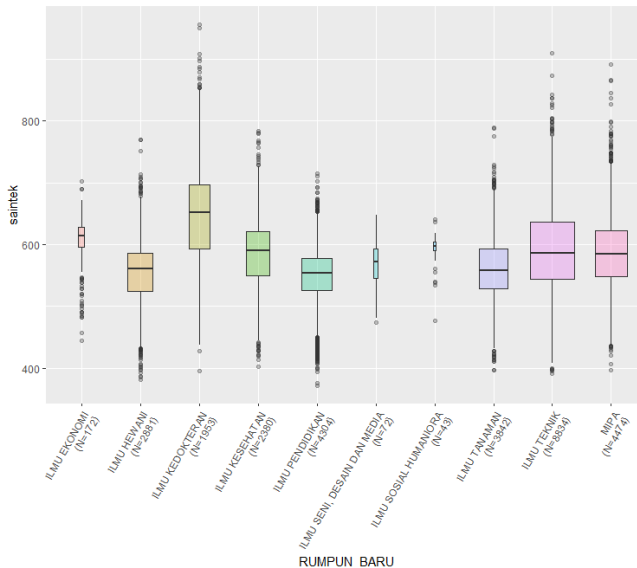
Gambar 4.8 *Boxplot* Nilai IPS 1 dan IPS 2 Berdasarkan Asal Daerah

Gambar 4.8 menunjukkan bahwa berdasarkan asal daerah, persebaran nilai terbanyak untuk seluruh asal daerah yaitu berada pada Indeks Prestasi 3 sampai dengan 4. Perbedaan yang cukup terlihat yaitu pada nilai Indeks Prestasi peserta seleksi ujian tulis yang berasal dari luar negeri, yang memiliki persebaran nilai yang paling rendah. Peserta yang berasal dari daerah lain selain luar negeri, memiliki perbedaan nilai IPS 1 dan IPS 2 yang tidak terlalu terlihat. Namun, berbeda dari *boxplot* sebelumnya yaitu berdasarkan nilai rata-rata ujian tulis yang menghasilkan kesimpulan bahwa nilai tertinggi yaitu pada peserta yang berasal dari Jawa dan Bali, pada Gambar 4.8, didapatkan hasil bahwa perbedaan antara peserta dengan asal daerah Jawa dan Bali bukanlah peserta ujian tulis yang menghasilkan nilai IPS 1 dan IPS 2 tertinggi.

F. Rumpun Ilmu

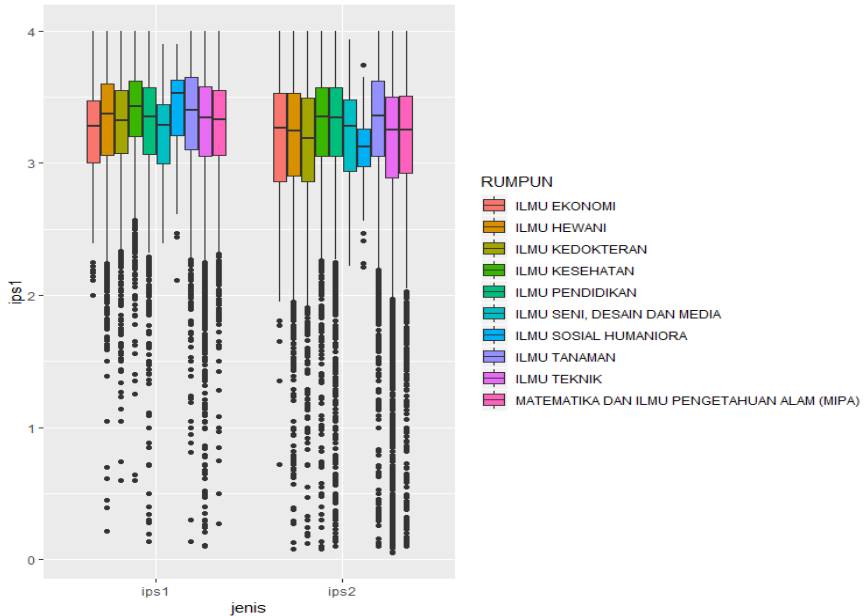
Jurusan yang tersedia di seluruh Perguruan Tinggi Negeri berjumlah sangat banyak. Hal tersebut menyebabkan penulis tidak mengkategorikan peserta berdasarkan jurusan, melainkan berdasarkan rumpun ilmu peserta. Rumpun ilmu yang digunakan pada penelitian ini diperoleh berdasarkan Undang-Undang Republik Indonesi Nomor 12 Tahun 2012 tentang Pendidikan Tinggi. Visualisasi menurut rumpun ilmu dilakukan dengan membandingkan setiap rumpun ilmu pada rata-rata nilai ujian tulis

dengan IPS 1 dan IPS 2. Gambar 4.9 menunjukkan perbandingan nilai rata-rata ujian tulis menurut rumpun ilmu diterimanya peserta seleksi ujian tulis.



Gambar 4.9 *Boxplot* Nilai Rata-Rata Seleksi Ujian Tulis Berdasarkan Rumpun Ilmu

Keragaman yang terjadi pada setiap rumpun ilmu sangatlah tinggi. Terlihat pada Gambar 4.9, pada peserta yang diterima di rumpun ilmu kedokteran memiliki nilai rata-rata ujian tulis yang paling tinggi dibandingkan dengan yang lain. Pada rumpun ilmu hewani dan pendidikan memiliki nilai rata-rata ujian tulis yang lebih rendah dibandingkan rumpun ilmu lainnya. Lebar pada *box* untuk setiap *boxplot* menunjukkan besaran data, yang dapat diketahui bahwa peserta yang diterima di rumpun ilmu teknik adalah yang terbanyak dibandingkan dengan yang lain. Peserta yang diterima di rumpun ilmu sosial humaniora merupakan jumlah yang paling sedikit dikarenakan data tersebut merupakan data peserta saintek, sehingga hanya beberapa jurusan saja yang ada di rumpun ilmu sosial humaniora yang dapat mengambil ujian tulis tipe saintek.



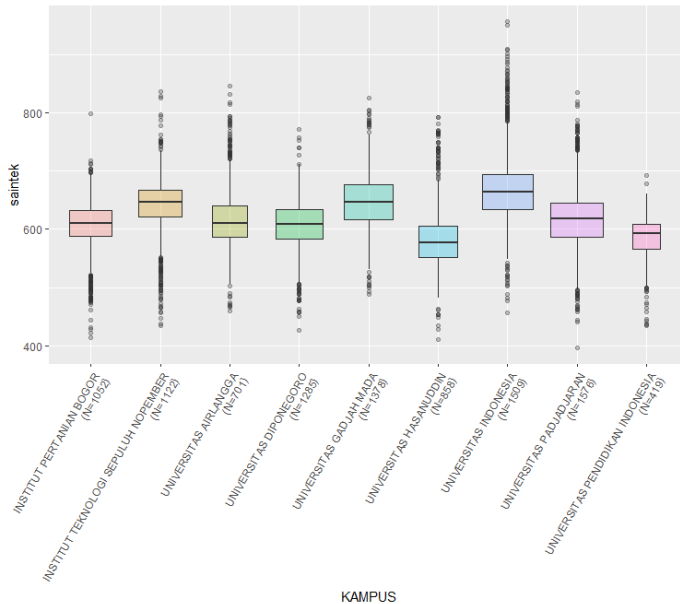
Gambar 4.10 *Boxplot* Nilai IPS 1 dan IPS 2 Berdasarkan Rumpun Ilmu

Perbedaan nilai IPS 1 dan IPS 2 tidak terlalu terlihat jika dibandingkan dengan nilai rata-rata ujian tulis yang terlihat sangat heterogen. Diketahui bahwa nilai IPS 1 dan IPS 2 pada rumpun ilmu tanaman memiliki persebaran nilai indeks yang lebih tinggi dibandingkan dengan rumpun ilmu lainnya meskipun perbedaan yang terlihat tidak terlalu jauh. Persebaran nilai IPS 1 terendah adalah pada peserta yang diterima di rumpun ilmu seni, desain dan media. Sedangkan pada IPS 2, rumpun ilmu yang memiliki persebaran terendah adalah pada rumpun ilmu sosial dan humaniora (soshum). Pada *boxplot* IPS 2, sebagian besar memiliki persebaran yang lebih tinggi dibandingkan dengan IPS 1 yang ditunjukkan pada tinggi dari *box* masing-masing *boxplot*.

G. Perguruan Tinggi Negeri Berbadan Hukum

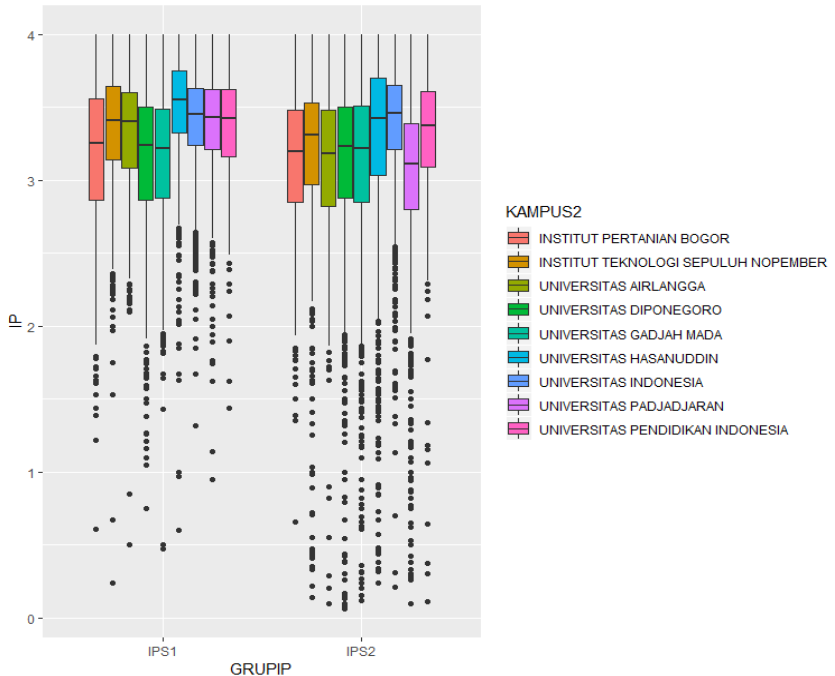
Terdapat 85 Perguruan Tinggi Negeri yang ada di Indonesia. Diantara semua PTN tersebut, terdapat 11 PTN yang berstatus sebagai Perguruan Tinggi Negeri Berbadan Hukum atau biasa

disebut PTN-BH. Peneliti ingin mengetahui bagaimana persebaran nilai rata-rata ujian tulis dengan Indeks Prestasi Tahap Persiapan berdasarkan universitas dengan membatasi universitas ke dalam PTN-BH saja. Gambar 4.11 menunjukkan perbandingan visualisasi *boxplot* pada setiap PTN-BH.



Gambar 4.11 Boxplot Nilai Rata-Rata Seleksi Ujian Tulis Berdasarkan PTN-BH

Gambar 4.11 menjelaskan bahwa jumlah dari peserta yang diterima di setiap PTN-BH tidak terlalu memiliki perbedaan yang cukup jauh yang terlihat berdasarkan lebar *boxplot* masing-masing PTN-BH. Peserta yang diterima di Universitas Indonesia memiliki persebaran nilai rata-rata ujian tulis yang lebih tinggi dibandingkan dengan peserta yang diterima di universitas PTN-BH lainnya, sedangkan peserta yang diterima di Universitas Hasanuddin memiliki nilai rata-rata ujian tulis yang paling rendah dibandingkan dengan rata-rata nilai ujian tulis pada universitas lainnya. Gambar 4.12 menunjukkan *boxplot* perbandingan nilai IPS 1 dan IPS 2 menurut PTN-BH.

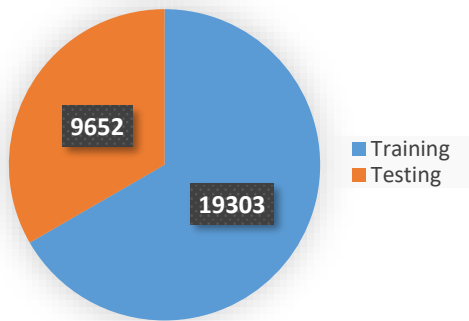


Gambar 4.12 Boxplot Nilai IPS 1 dan IPS 2 Berdasarkan Berdasarkan PTN-BH

Gambar 4.12 menunjukkan bahwa Universitas Hasanuddin memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan dengan universitas PTN-BH lainnya. Hal tersebut berbanding terbalik dengan Gambar 4. 11 sebelumnya bahwa nilai dari peserta yang diterima di Universitas Hasanuddin cenderung memiliki persebaran yang lebih rendah dibandingkan dengan PTN-BH lainnya. Pada nilai IPS 1 yang memiliki persebaran terendah adalah pada peserta yang diterima di Universitas Gadjah Mada, sedangkan pada IPS 2 peserta yang diterima di Universitas Padjajaran adalah persebaran nilai yang paling rendah.

4.2 Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Keberhasilan Studi Peserta Seleksi Ujian Tulis

Pada penelitian ini, untuk menentukan faktor-faktor yang mempengaruhi keberhasilan studi peserta seleksi ujian tulis dilakukan dengan menggunakan pendekatan regresi multivariat. Data yang digunakan dalam analisis regresi multivariat, terlebih dahulu dibagi ke dalam data *training* dan data *testing* dengan metode *Holdout*. Komposisi data ditunjukkan pada Gambar 4.13.



Gambar 4.13 Komposisi Data *Training* dan Data *Testing*

Metode *holdout* membagi secara random dengan 2/3 data merupakan data *training* dengan jumlah 19.303 data, sedangkan data *testing* 1/3 dari data yaitu 9.652 data. Data yang digunakan dalam pemodelan adalah data *training*, sedangkan data *testing* digunakan untuk melihat besarnya *error* yang dihasilkan dari pemodelan regresi multivariat.

A. Asumsi Dependensi Variabel Respon

Salah satu asumsi yang harus dipenuhi pada analisis regresi multivariat adalah harus terjadi dependensi antar sejumlah m variabel respon. Dependensi antar variabel respon yang digunakan dalam pada penelitian ini diuji dengan uji *Bartlett*. Hipotesis pada pengujian dependensi *Bartlett* adalah sebagai berikut.

Hipotesis

$H_0 : \rho = \mathbf{I}$ (Data independen)

$H_1 : \rho \neq \mathbf{I}$ (Data tidak independen)

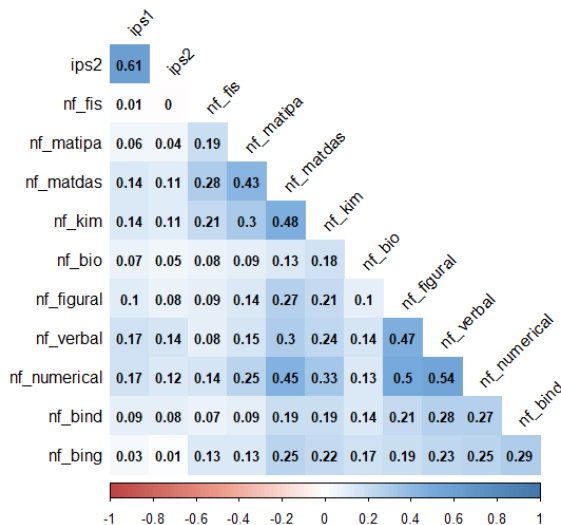
Tabel 4.3 Hasil Statistik Uji *Bartlett* Dependensi Variabel Respon

<i>Bartlett's K-Squared</i>	<i>P-Value</i>
1283,4	0,0000

Taraf signifikansi yang digunakan pada pengujian *Bartlett* adalah 0,05, dan daerah tolak H_0 yaitu Tolak H_0 jika, $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{(0,05,2)}$. Nilai statistik uji χ^2_{hitung} yang dihasilkan berdasarkan Tabel 4.3 adalah sebesar 1283,4 yang lebih besar dibandingkan $\chi^2_{0,05;2}$ yaitu sebesar 5,9915. Maka dihasilkan keputusan tolak H_0 yang berarti bahwa adanya dependensi antar variabel respon yaitu antar IPS 1 dan IPS 2.

B. Asumsi Multikolinieritas Variabel Prediktor

Pada analisis regresi, asumsi variabel prediktor yang harus dipenuhi ialah tidak adanya hubungan multikolinieritas pada sejumlah n variabel prediktor. Pada uji asumsi multikolinieritas pada penelitian ini digunakan ukuran hubungan yaitu *Pearson Correlation* dan nilai VIF. Berikut merupakan hasil visualisasi serta nilai *Pearson Correlation* dari ke-10 variabel prediktor yang digunakan.

**Gambar 4.14** *Pearson Correlation* Variabel Prediktor dan Variabel Respon

Gambar 4.14, menunjukkan bahwa deteksi multikolinieritas belum terlihat dengan nilai *pearson correlation* untuk semua variabel prediktor, kurang dari 0,95. Korelasi tertinggi yaitu terdapat pada variabel nilai mata uji numerikal dan verbal, yang memiliki korelasi sebesar 0,54. Selain menggunakan nilai *pearson correlation*, uji multikolinieritas dilakukan menggunakan nilai VIF yang dihasilkan jika meregresikan masing-masing variabel respon IPS 1 dan IPS 2.

Tabel 4.4 Nilai VIF Variabel Prediktor

Var. Prediktor	VIF \hat{Y}_1	VIF \hat{Y}_2
X_1	1,5803	1,5803
X_2	1,8338	1,8338
X_3	1,4526	1,4526
X_4	1,6848	1,6848
X_5	1,1768	1,1768
X_6	1,1810	1,1810
X_7	1,2510	1,2510
X_8	1,1069	1,1069
X_9	1,3815	1,3815
X_{10}	1,0649	1,0649

Tabel 4.4 menunjukkan bahwa nilai VIF yang dihasilkan pada persamaan \hat{Y}_1 yang merupakan nilai IPS 1 dan persamaan \hat{Y}_2 yang merupakan nilai IPS 2 memiliki nilai VIF yang kurang dari 10. Maka dapat disimpulkan bahwa adanya multikolinieritas antar variabel prediktor berdasarkan nilai *pearson correlation* dan nilai VIF tidak terprediksi.

Uji multikolinieritas berdasarkan dua uji menghasilkan kesimpulan bahwa tidak terdapat multikolinieritas. Namun, adanya multikolinieritas tersebut perlu dicek kembali dengan melihat kesesuaian tanda (positif atau negatif) pada nilai *pearson correlation* dengan tanda pada nilai estimasi yang dihasilkan.

C. Estimasi Paramter Rergresi Multivariat

Estimasi parameter dilakukan untuk mendapatkan nilai $\hat{\beta}$ pada setiap variabel yang diduga berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Nilai estimasi parameter pada pemodelan regresi multivariat ditunjukkan pada Tabel 4.5.

Tabel 4.5 Estimasi Parameter Model Regresi Multivariat

Variabel Respon	\hat{Y}_1		\hat{Y}_2	
Parameter	Koefisien	P-Value	Koefisien	P-Value
$\hat{\beta}_0$	2,59500	0,000000	2,49600	0,00000
$\hat{\beta}_1$	0,00054	0,000000	0,00068	0,00000
$\hat{\beta}_2$	0,00033	0,000000	0,00023	0,00006
$\hat{\beta}_3$	-0,00006	0,169600	-0,00008	0,15729
$\hat{\beta}_4$	0,00017	0,000000	0,00019	0,00000
$\hat{\beta}_5$	0,00014	0,000007	0,00022	0,00000
$\hat{\beta}_6$	-0,00015	0,000000	-0,00025	0,00000
$\hat{\beta}_7$	-0,00006	0,034900	-0,00007	0,09044
$\hat{\beta}_8$	-0,00014	0,000004	-0,00018	0,00000
$\hat{\beta}_9$	0,00024	0,000000	0,00027	0,00000
$\hat{\beta}_{10}$	0,00014	0,000002	0,00012	0,00143

Tabel 4.5 menunjukkan bahwa terdapat beberapa nilai estimasi parameter yang bernilai negatif. Jika ditentukan kembali pada Gambar 4.14, nilai korelasi antara 10 variabel prediktor dengan variabel respon IPS 1 dan IPS 2 memiliki nilai korelasi yang positif. Perbedaan tanda yang terjadi antara nilai korelasi dengan nilai estimasi parameter, dapat disebabkan karena adanya multikolinieritas yang tidak terdeteksi oleh nilai VIF maupun nilai *pearson correlation*. Dalam menentukan model regresi multivariat terbaik yang digunakan, dilakukan terlebih dahulu uji langkah-langkah pemodelan regresi multivariat, yaitu uji serentak, uji parsial dan pengujian residual.

Pada pemodelan regresi multivariat, dilakukan dua uji parameter yang terbentuk, yaitu uji serentak dan uji parsial. Uji serentak dilakukan untuk mengetahui apakah ada pengaruh dari minimal 1 (satu) variabel prediktor terhadap variabel respon \hat{Y}_m . Hipotesis uji serentak :

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{21} = \dots = \beta_{r1} = \beta_{rm} = 0$$

$$H_0 : \text{minimal 1 } \beta_{rm} \neq 0$$

Tabel 4.6 Uji Serentak Model Regresi Multivariat

<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
0,01544	12361,21	0,000

Taraf signifikansi (α) yang digunakan pada pengujian serentak regresi multivariat adalah 0,05. Daerah penolakan yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \leq F_{0,05,20,38580}$. Pada uji serentak regresi multivariat, hasil dari nilai *Wilks' Lambda* dapat didekati dengan pendekatan distribusi F . Hasil dari nilai pendekatan F yaitu 12361,21 yang menghasilkan keputusan Tolak H_0 karena nilai $F > F_{0,05;22;38582}$ yaitu 1,542. Maka, dapat disimpulkan bahwa minimal ada 1 (satu) variabel prediktor mata uji yang berpengaruh pada variabel respon IPS 1 dan IPS 2.

Kesimpulan pada pengujian serentak diperoleh hasil bahwa minimal ada satu parameter yang berpengaruh secara signifikan terhadap model, maka selanjutnya dilakukan pengujian parsial untuk mengetahui variabel mana yang berpengaruh tersebut. Hipotesis yang digunakan pada uji parsial model regresi multivariat adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{rm} = 0,$$

$$H_1 : \beta_{rm} \neq 0$$

Dengan taraf signifikansi α yang digunakan pada pengujian ini adalah 0,05, diperoleh statistik uji pengujian parsial regresi multivariat yang ditunjukkan pada Tabel 4.7.

Tabel 4.7 Uji Parsial Model Regresi Multivariat

Variabel Prediktor	<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
X_1	0,96720	327	0,00000
X_2	0,99203	78	0,00000
X_3	0,99994	1	0,55290
X_4	0,99518	47	0,00000
X_5	0,99875	12	0,00001
X_6	0,99711	28	0,00000
X_7	0,99895	1	0,37340
X_8	0,99994	10	0,00000
X_9	0,99495	49	0,00000
X_{10}	0,99883	11	0,00001

Daerah tolak H_0 yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05;2;19291}$. Tabel 4.7 menunjukkan bahwa variabel X_1 , X_2 , X_4 , X_5 , X_6 , X_8 , X_9 , dan X_{10} adalah variabel yang menghasilkan statistik uji F yang mampu menolak H_0 karena memiliki nilai pendekatan F yang lebih besar dibandingkan $F_{0,05;2;19291}$ (2,996). Sehingga keputusan yang

diambil berdasarkan pengujian parsial adalah, variabel prediktor $X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_8, X_9$, dan X_{10} berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Variabel prediktor tersebut ialah nilai mata uji TPA verbal, TPA numerikal, matematika dasar, bahasa Indonesia, bahasa Inggris, fisika, kimia dan biologi, sedangkan variabel mata uji yang tidak berpengaruh signifikan adalah X_3 dan X_7 yang merupakan nilai mata uji TPA figural dan matematika IPA.

D. Pengujian Asumsi Residual

Setelah diketahui model persamaan regresi multivariatnya, dilakukan pengujian asumsi residual homogen dan residual berdistribusi normal multivariat. Pengujian residual homogen diujikan untuk setiap persamaan regresi yang terbentuk. Sedangkan asumsi normal multivariat dilakukan secara bersama-sama. Berikut merupakan pengujian asumsi residual pada model yang didapatkan.

1. Asumsi Residual Homogen

Uji asumsi residual homogen atau identik dilakukan dengan Uji *Box's M*, dimana *matrix* residual yang dihasilkan harus memiliki *matrix* varian kovarian yang homogen. Hipotesis yang digunakan pada uji *Box's M* adalah sebagai berikut.

$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_k$ (*Matrix* varian kovarian homogen)

$H_1 : \Sigma_i \neq \Sigma_j$ (*Matrix* varian kovarian tidak homogen)

untuk $i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, k$

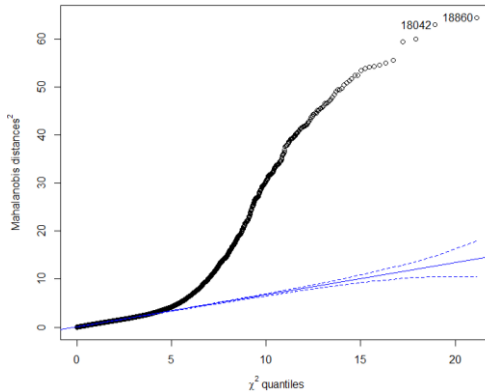
Tabel 4.8 Statistik *Box's M* Regresi Multivariat

<i>Box's M</i>	<i>P-Value</i>
57,327	0,000

Taraf signifikansi yang digunakan pada uji residual homogen adalah 0,05. Daerah kritis pada pengujian residual homogen, gagal tolak H_0 (*matrix* varian-kovarian bersifat homogen) jika $\chi^2 \leq \chi_{0,05;3}^2$ (7,815). Tabel 4.8 menghasilkan nilai statistik uji *Box's M* yaitu sebesar 57,327 yang nilai tersebut lebih besar dibandingkan nilai $\chi_{0,05;3}^2$. Keputusan dari hipotesis uji residual homogen adalah tolak H_0 , yang berarti bahwa *matrix* varian kovarian yang dihasilkan pada residual regresi multivariat tidak bersifat homogen.

2. Asumsi Distribusi Normal Multivariat

Pada semua analisis secara multivariat, residual yang dihasilkan harus memiliki distribusi normal multivariat. Pengujian residual normal multivariat pada penelitian ini dilakukan menggunakan visualisasi *Q-Q Plot* serta proporsi $d_{(j)}^2$ untuk mendukung hasil visualisasi. Gambar 4.14 menunjukkan hasil *Q-Q Plot* dari residual regresi multivariat yang diperoleh.

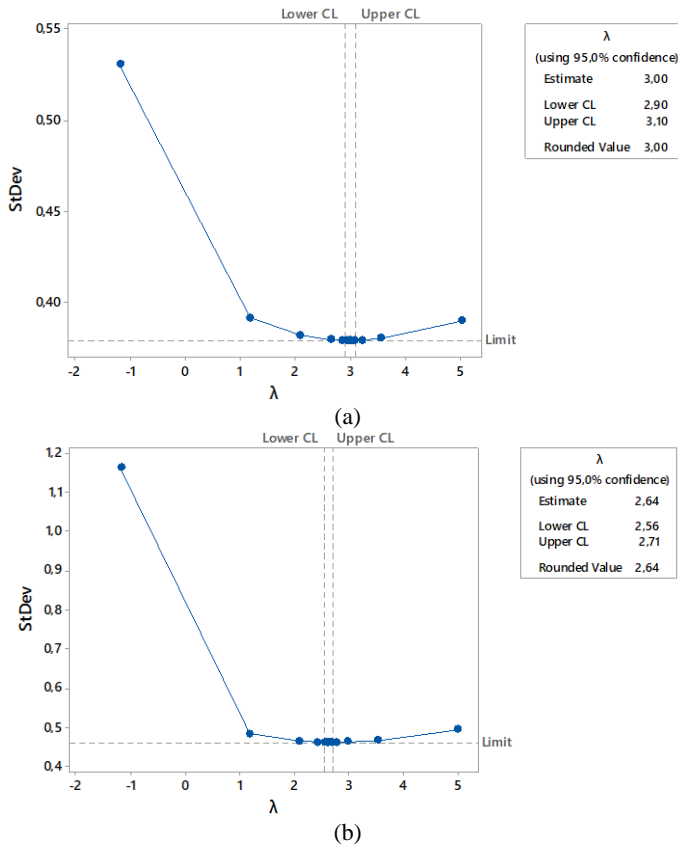


Gambar 4.14 *Q-Q Plot* $d_{(j)}^2$ dengan $q_{c,r} \left(\frac{j-0,5}{n} \right)$

Berdasarkan Gambar 4.14, terlihat jelas bahwa plot antara *Plot* $d_{(j)}^2$ dengan $q_{c,r} \left(\frac{j-0,5}{n} \right)$ cenderung tidak membentuk garis lurus, maka disimpulkan bahwa residual yang dihasilkan tidak dapat memenuhi asumsi normal multivariat. Hasil proporsi $d_{(j)}^2 \leq \chi_{(2),(0,5)}^2$ yaitu nilai $d_{(j)}^2$ yang kurang dari sama dengan $\chi_{(2),(0,5)}^2$ terdapat sebanyak 63,85%. Jumlah proporsi tersebut melebihi $50 \pm 4\%$, yang berarti bahwa kesimpulan pada pengujian normal multivariat menggunakan *Q-Q Plot* sama dengan pengujian menggunakan proporsi $d_{(j)}^2$ yang menghasilkan kesimpulan bahwa data residual persamaan regresi tidak berdistribusi normal multivariat.

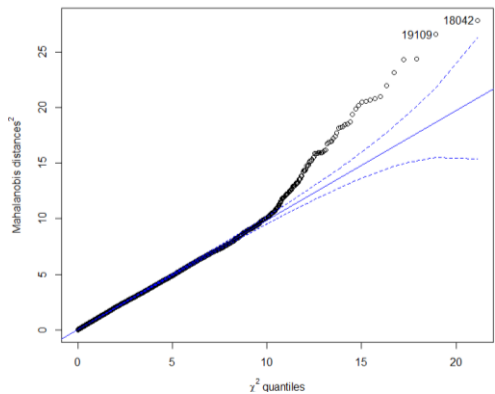
Dalam mengatasi tidak normalan distribusi dari residual, dapat dilakukan dengan melakukan transformasi data. Untuk

mengetahui transformasi yang tepat pada variabel respon, digunakan *box cox transformation plot*.



Gambar 4.15 Box Cox Transformation Plot (a) IPS 1, (b) IPS 2

Berdasarkan Gambar 4.15, diketahui bahwa nilai *rounded value* untuk IPS 1 dan IPS 2 berurut-turut adalah 3,00 dan 2,60. Untuk itu, peneliti mencoba menggunakan transformasi pangkat 3 dalam mengatasi permasalahan ketidak normalan distribusi residual. Dengan mentranformasikan variabel respon menggunakan tranformasi pangkat 3, menghasilkan proporsi residual $d_{(j)}^2 \leq \chi_{(2),(0,5)}^2$ yaitu 49,70% yang berarti residual telah berdistribusi normal multivariat. Dengan visualisasi *Q-Q Plot* yaitu sebagai ditunjukkan pada Gambar 4.16.



Gambar 4.16 *Q-Q Plot* Residual Setelah Transformasi

Q-Q Plot yang dihasilkan setelah data ditransformasi yaitu terlihat jelas bahwa sebagian besar plot yang terbentuk telah mengikuti garis lurus, yang berarti bahwa residual telah memenuhi asumsi normal multivariat.

Pemenuhan asumsi distribusi normal multivariat dengan dilakukan transformasi, menyebabkan pemodelan yang digunakan harus ditransformasikan terlebih dahulu sebelum melakukan estimasi parameter. Berikut merupakan estimasi parameter setelah data ditransformasi.

Tabel 4.9 Estimasi Parameter Regresi Multivariat (Setelah Transformasi)

Variabel Respon	\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	<i>P-Value</i>	Koefisien	<i>P-Value</i>
$\hat{\beta}_0$	18,73560	0,00000	18,36519	0,00000
$\hat{\beta}_1$	0,01446	0,00000	0,01603	0,00000
$\hat{\beta}_2$	0,00889	0,00000	0,00582	0,00003
$\hat{\beta}_3$	-0,00274	0,03086	-0,00308	0,02902
$\hat{\beta}_4$	0,00546	0,00000	0,00505	0,00000
$\hat{\beta}_5$	0,00332	0,00027	0,00448	0,00001
$\hat{\beta}_6$	-0,00428	0,00000	-0,00612	0,00000
$\hat{\beta}_7$	-0,00400	0,00000	-0,00442	0,00000
$\hat{\beta}_8$	-0,00197	0,02458	-0,00151	0,12176
$\hat{\beta}_9$	0,00774	0,00000	0,00768	0,00000
$\hat{\beta}_{10}$	0,00375	0,00033	0,00298	0,00153

Berdasarkan Tabel 4.9, sama seperti pada regresi multivariat sebelum ditransformasikan bahwa nilai estimasi parameter $\hat{\beta}_3$, $\hat{\beta}_6$, $\hat{\beta}_7$ dan $\hat{\beta}_8$ memiliki tanda negatif pada hasil estimasi parameternya, yang memiliki tanda berbeda dengan koefisien korelasinya. Hal tersebut dapat diindikasikan karena adanya multikolinieritas antar variabel.

Peneliti ingin mengetahui hasil dari pemodelan menggunakan transformasi, apakah menghasilkan hasil yang sama dengan persamaan regresi sebelum transformasi. Maka, dilakukan kembali pengujian parsial untuk mengetahui variabel mana saja yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Hipotesis yang digunakan pada pengujian parsial adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{rm} = 0,$$

$$H_1 : \beta_{rm} \neq 0$$

dengan taraf signifikansi (α) = 0,05

Tabel 4.10 Pengujian Parsial Regresi Multivariat (Setelah Transformasi)

Variabel Prediktor	Wilks' Lambda	Approx. F	P-Value
X_1	0,97046	294	0,00000
X_2	0,99241	74	0,00000
X_3	0,99981	2	0,16189
X_4	0,99383	60	0,00000
X_5	0,99918	8	0,00035
X_6	0,99709	28	0,00000
X_7	0,99901	1	0,39700
X_8	0,99994	9	0,00010
X_9	0,99356	63	0,00000
X_{10}	0,99897	10	0,00005

Daerah penolakan pada pengujian parsial adalah tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05;2;19291}$ (2,996). Pada setiap variabel prediktor, menghasilkan nilai statistik uji yang berbeda dengan variabel prediktor lainnya. Pada variabel prediktor X_1 , X_2 , X_4 , X_5 , X_6 , X_7 , X_9 , dan X_{10} menghasilkan nilai pendekatan F yang lebih besar dari F tabel yaitu 2,996 menghasilkan keputusan tolak H_0 pada uji hipotesisnya, yang berarti variabel-variabel tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Sedangkan pada X_3 dan X_8 yaitu nilai figural dan matematika IPA

menghasilkan nilai pendekatan F kurang dari F tabel. Maka keputusan yang diambil pada uji parsial X_3 dan X_8 adalah gagal tolak H_0 yang berarti variabel tersebut tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2.

Berdasarkan kesimpulan tersebut, hasil analisis pada regresi multivariat sebelum maupun sesudah transformasi menghasilkan kesimpulan yang sama bahwa nilai mata uji yang berpengaruh signifikan terhadap IPS 1 dan IPS 2 adalah nilai mata uji verbal, numerikal, matematika dasar, bahasa Indonesia, bahasa Inggris, fisika, kimia dan biologi sedangkan nilai mata uji yang tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2 secara multivariat adalah nilai mata uji figural dan matematika IPA.

Dalam penelitian ini, peneliti menggunakan metode *backward*, dengan tidak memasukkan variabel yang tidak signifikan satu persatu ke dalam model. Sehingga pertama kali, peneliti tidak memasukkan variabel nilai matematika IPA karena memiliki nilai F hitung yang lebih kecil dibandingkan nilai figural. Hasil regresi multivariat dengan tidak memasukkan nilai matematika IPA ke dalam pemodelan, menghasilkan kesimpulan bahwa nilai figural tetap tidak signifikan, sedangkan 8 mata uji lainnya tetap berpengaruh signifikan (Lampiran 5). Sehingga, peneliti tidak memasukkan nilai figural ke dalam model. Maka, model yang diperoleh dengan tidak memasukkan variabel matematika IPA dan figural adalah sebagai berikut.

Tabel 4.11 Estimasi Parameter Metode *Backward*

Tabel 12.1 Estimasi Parameter Metode Backward				
Variabel Respon	\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	P-Value	Koefisien	P-Value
$\hat{\beta}_0$	17,57803	0,00000	17,27030	0,00000
$\hat{\beta}_1$	0,01379	0,00000	0,01527	0,00000
$\hat{\beta}_2$	0,00794	0,00000	0,00481	0,00032
$\hat{\beta}_4$	0,00497	0,00000	0,00466	0,00000
$\hat{\beta}_5$	0,00328	0,00032	0,00442	0,00001
$\hat{\beta}_6$	-0,00434	0,00000	-0,00618	0,00000
$\hat{\beta}_8$	-0,00416	0,00000	-0,00454	0,00000
$\hat{\beta}_9$	0,00754	0,00000	0,00751	0,00000
$\hat{\beta}_{10}$	0,00372	0,00001	0,00295	0,00168

Tabel 4.11 menunjukkan bahwa nilai estimasi parameter yaitu $\hat{\beta}_6$ dan $\hat{\beta}_8$ menghasilkan hasil estimasi parameter bertanda negatif. Jika melihat kembali pada nilai korelasi antara variabel nilai bahasa inggris dan fisika dengan IPS 1 dan IPS 2, nilai korelasi bernilai positif (Gambar 4.14). Sebab utama terjadi hal tersebut karena antar variabel prediktor terdapat multikolinieritas yang tidak dapat dideteksi dengan nilai VIF maupun besarnya nilai korelasi antar variabel. Pada penelitian ini peneliti tidak memasukkan nilai estimasi yang bertanda negatif tersebut, untuk menghindari adanya multikolinieritas pada variabel prediktor. Pertama kali, peneliti tidak memasukkan variabel X_6 karena menghasilkan estimasi $\hat{\beta}_6$ yang negatif. Pemodelan regresi tersebut menghasilkan koefisien $\hat{\beta}_8$ yang tetap bertanda negatif (Lampiran 5). Maka, peneliti tidak memasukkan X_6 dan X_7 , sehingga persamaan regresi yang diperoleh adalah sebagai berikut.

Tabel 4.12 Estimasi Parameter Model Terbaik

Variabel Respon	\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	<i>P-Value</i>	Koefisien	<i>P-Value</i>
$\hat{\beta}_o$	15,47538	0,00000	14,81655	0,00000
$\hat{\beta}_1$	0,01343	0,00000	0,01470	0,00000
$\hat{\beta}_2$	0,00739	0,00000	0,00405	0,00242
$\hat{\beta}_4$	0,00388	0,00000	0,00333	0,00001
$\hat{\beta}_5$	0,00212	0,01800	0,00276	0,00543
$\hat{\beta}_9$	0,00691	0,00000	0,00672	0,00000
$\hat{\beta}_{10}$	0,00302	0,00033	0,00201	0,03197

$$\hat{Y}_1^* = 15,47538 + 0,01343 X_1 + 0,00739 X_2 + 0,00388 X_4 + 0,00212 X_5 + 0,00691 X_9 + 0,00302 X_{10}$$

$$\hat{Y}_2^* = 14,81655 + 0,01470 X_1 + 0,00405 X_2 + 0,00333 X_4 + 0,00276 X_5 + 0,00672 X_9 + 0,00201 X_{10}$$

Model yang didapatkan pada persamaan \hat{Y}_1^* dan \hat{Y}_2^* menggunakan data *training*, digunakan untuk mendapatkan nilai \hat{Y}_1^* dan \hat{Y}_2^* pada data *testing* yang kemudian akan diukur besarnya nilai rata-rata *error* pada persamaan regresi multivariat yang terbentuk yang dihitung berdasarkan nilai *Mean Absolute Error* (MAE). Tabel 4.13 menunjukkan nilai MAE dari masing-masing persamaan regresi yang diperoleh.

Tabel 4.13 *Mean Absolute Error Data Testing*

Persamaan	Mean Absolute Error
\hat{Y}_1^*	0,311304
\hat{Y}_2^*	0,382647

Tabel 4.13 menunjukkan nilai MAE yang merupakan salah satu ukuran nilai *error* pada metode regresi. Didapatkan bahwa MAE pada persamaan \hat{Y}_1^* adalah 0,311304 dan MAE pada \hat{Y}_2^* adalah 0,382647. Nilai MAE tersebut memiliki arti bahwa jika seorang peserta seleksi ujian tulis (pada data testing) mendapatkan hasil \hat{Y}_1^* dan \hat{Y}_2^* (yang telah diakar pangkatkan 3) sebesar 3,50 maka nilai Y_1 yang sebenarnya adalah lebih besar atau lebih kecil 0,311304 yaitu 3,19 atau 3,88, dan Y_2 yang sebenarnya adalah lebih besar atau lebih kecil 0,382647 yaitu 3,12 atau 3,88.

E. Kebaikan Model

Kebaikan model regresi multivariat dihitung berdasarkan nilai η_{Λ}^2 (*Eta Squared Lambda*). Dimana η_{Λ}^2 dihitung dengan cara mengurangi nilai 1 dengan Λ . Nilai Λ dihitung berdasarkan rumus sebagai berikut.

$$\Lambda = \frac{\begin{vmatrix} 26888897 & 25019504 \\ 25019504 & 23281296 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 29673941 & 26948620 \\ 26948620 & 26720994 \end{vmatrix}} = 0,087844$$

Nilai Λ diketahui sebesar 0,087844 yang berarti nilai η_{Λ}^2 adalah 0,910156. Maka, model regresi multivariat yang terbentuk mampu menjelaskan variabel respon sebesar 91%, sedangkan 8% lainnya dijelaskan oleh variabel lain di luar model.

F. Pemodelan Regresi Multivariat Menurut Karakteristik Peserta

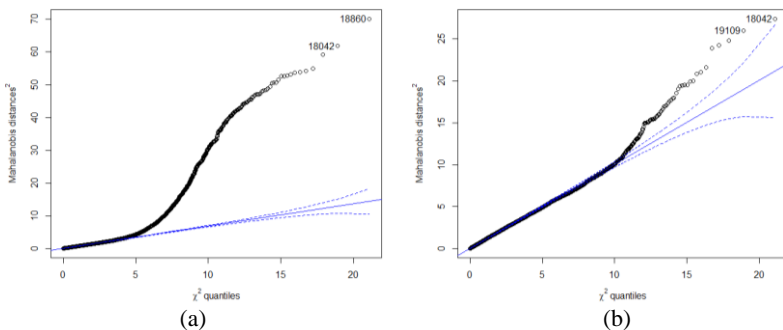
Pada variabel karakteristik peserta Seleksi Ujian Tulis, dilakukan terlebih dahulu uji MANOVA *One-Way* sebelum dilakukan pemodelan regresi multivariat. Hal ini bertujuan untuk menentukan apakah terdapat pengaruh antara setiap variabel karakteristik peserta seleksi ujian tulis terhadap kedua variabel respon. Pada analisis MANOVA terdapat asumsi yang harus dipenuhi yaitu residual berdistribusi normal multivariat dan *matrix*

varian kovarian residual harus homogen, yang pada tahap ini dilakukan dengan uji *Box's M*.

Tabel 4.14 Uji Residual Normal Multivariat MANOVA *One-Way*

Karakteristik	Proporsi Sebelum Transformasi	Proporsi Setelah Transformasi
Jenis Kelamin	64,19209%	49,31876%
Status Bidikmisi	64,30607%	49,78501%
Jenis SLTA	64,14029%	49,54670%
Asal Daerah	64,44076%	50,02849%
Pilihan Diterima	64,15583%	49,84199%
Rumpun Ilmu	64,23354%	49,85235 %

Hasil pemeriksaan asumsi distribusi normal multivariat tidak terpenuhi karena menghasilkan proporsi $d_{(j)}^2 \leq \chi_{(2),(0,5)}^2$ yang lebih dari $50 \pm 4\%$ pada setiap variabel karakteristik penelitian. Dengan melihat *Box Cox Transformation* pada Gambar 4.15, peneliti melakukan transformasi pangkat 3 sehingga asumsi distribusi normal multivariat telah terpenuhi dengan proporsi $d_{(j)}^2 \leq \chi_{(2),(0,5)}^2$ ditunjukkan pada Tabel 4.14. Visualisasi *Q-Q Plot* sebelum dan sesudah transformasi ditunjukkan pada Gambar 4.18.



Gambar 4.17 *Q-Q Plot* MANOVA Sebelum dan Sesudah Transformasi

Gambar 4.17 menunjukkan residual pada model jenis kelamin bahwa setelah data ditransformasikan ke dalam transformasi pangkat 3, menghasilkan residual yang berdistribusi normal multivariat. Titik-titik observasi yang terdapat pada Gambar 4.18 sebagian besar telah mengikuti garis lurus, maka

dapat disimpulkan bahwa residual telah berdistribusi normal multivariat.

Setelah didapatkan bahwa asumsi distribusi normal multivariat telah terpenuhi, dilakukan pengujian asumsi residual *matrix* varian kovarian homogen menggunakan statistik uji *Box's M* yang ditunjukkan pada Tabel 4.15.

Tabel 4.15 Uji Homogenitas *Box's M* MANOVA *One-Way*

Pengaruh		Nilai	$\chi^2_{\frac{1}{2}(k-1)p(p+1)}$
Jenis Kelamin (k=2)	<i>Box's M</i>	1569,427	7,814728
	<i>P-Value</i>	0,000	
Status Bidikmisi (k=2)	<i>Box's M</i>	141,576	7,814728
	<i>P-Value</i>	0,000	
Jenis SLTA (k=3)	<i>Box's M</i>	96,157	12,59159
	<i>P-Value</i>	0,000	
Asal Daerah (k=7)	<i>Box's M</i>	596,236	28,8693
	<i>P-Value</i>	0,000	
Pilihan Diterima (k=3)	<i>Box's M</i>	181,415	12,59159
	<i>P-Value</i>	0,000	
Rumpun Ilmu (k=10)	<i>Box's M</i>	507,943	40,11327
	<i>P-Value</i>	0,000	

Hipotesis yang digunakan pada uji asumsi homogenitas residual adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_k,$$

$$H_1 : \Sigma_i \neq \Sigma_j \text{ untuk } i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, k$$

dengan taraf signifikansi yaitu 0,05. Tabel 4.15 menunjukkan bahwa *matrix* varian kovarian pada analisis MANOVA untuk semua karakteristik menghasilkan nilai statistik uji χ^2 *Box's M* yang lebih besar dibandingkan dengan $\chi^2_{\frac{1}{2}(k-1)p(p+1)}$ yang berarti menghasilkan keputusan menolak H_0 . Maka, dapat disimpulkan bahwa pada pengujian residual homogenitas pengujian MANOVA *One-Way*, *matrix* varian kovarian tidak bersifat homogen.

Tidak terpenuhinya asumsi homogenitas, dapat diatasi dengan penggunaan statistik uji *Pillai's Trace*, dimana statistik uji tersebut adalah statistik uji yang *robust* terhadap asumsi

homogenitas. Hipotesis yang digunakan pada uji MANOVA *One-Way* adalah sebagai berikut.

H_0 : $\bar{\mu}_1 = \bar{\mu}_2 = \dots = \bar{\mu}_j$ (semua vektor rata-rata tiap grup adalah sama), $j = 1, 2, \dots, nl$

H_1 : minimal ada satu pasang : $\bar{\mu}_i \neq \bar{\mu}_j$

Taraf signifikansi (α) yang digunakan yaitu 0,05, dengan daerah kritis pada uji MANOVA *One-Way* adalah Tolak H_0 jika $F \geq F_{s(2m+s+1),s(2N+s+1)}$. Tabel 4.16 merupakan hasil *output* analisis MANOVA menggunakan statistik uji *Pillai's Trace*.

Tabel 4.16 Hasil Output Analisis MANOVA *One-Way*

Pengaruh	<i>Pillai's Trace</i>	Nilai	$F_{s(2m+s+1),s(2N+s+1)}$
Jenis Kelamin	<i>Pillai's Trace</i>	0,0471	$F_{0,05;2;28952}$ (2,996042)
	F-Hitung	477	
	P-Value	0,0000	
Status Bidikmisi	<i>Pillai's Trace</i>	0,0056	$F_{0,05;2;28952}$ (2,996042)
	F-Hitung	54	
	P-Value	0,0000	
Jenis SLTA	<i>Pillai's Trace</i>	0,0061	$F_{0,05;4;57904}$ (2,372086)
	F-Hitung	29	
	P-Value	0,0000	
Asal Daerah	<i>Pillai's Trace</i>	0,0120	$F_{0,05;12;57894}$ (1,752339)
	F-Hitung	20	
	P-Value	0,0000	
Pilihan Diterima	<i>Pillai's Trace</i>	0,0048	$F_{0,05;4;57904}$ (2,372086)
	F-Hitung	23	
	P-Value	0,0000	
Rumpun Ilmu	<i>Pillai's Trace</i>	0,0195	$F_{0,05;18;57890}$ (1,604028)
	F-Hitung	21	
	P-Value	0,0000	

Berdasarkan Tabel 4.16, diketahui bahwa semua variabel prediktor pada penelitian, memiliki nilai pendekatan F yang mampu menolak H_0 dengan $F \text{ Hitung} > F_{s(2m+s+1),s(2N+s+1)}$. Maka dapat disimpulkan bahwa variabel jenis kelamin, status bidikmisi, jenis SLTA, asal daerah, pilihan diterima dan rumpun ilmu menghasilkan perbedaan yang signifikan pada nilai IPS 1 dan IPS 2.

Adanya perbedaan nilai IPS 1 dan IPS 2 yang signifikan pada setiap variabel prediktor, menyebabkan analisis dilanjutkan ke dalam pemodelan regresi multivariat dengan menambahkan variabel prediktor tersebut sebagai variabel *dummy*, untuk dapat menentukan perbedaan pada setiap karakteristiknya. Pengujian residual normal multivariat telah dilakukan pada semua persamaan menurut karakteristik peserta, namun menghasilkan kesimpulan bahwa residual tidak memenuhi asumsi distribusi normal multivariat. Dalam mengatasi hal tersebut, variabel Y terlebih dahulu ditransformasikan ke dalam Y pangkat 3 untuk dapat memenuhi asumsi residual normal multivariat.

1. Regresi Multivariat Menurut Jenis Kelamin

Pengaruh dari jenis kelamin peserta seleksi ujian tulis terhadap nilai prestasi peserta pada tahap perkuliahan, dapat dijelaskan menggunakan regresi multivariat yang menambahkan jenis kelamin sebagai variabel *dummy* persamaan regresi. Estimasi parameter dari regresi multivariat dengan variabel X_{11} sebagai variabel *dummy* yaitu sebagaimana ditunjukkan pada Tabel 4.17.

Tabel 4.17 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Jenis Kelamin

Variabel Respon		\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	<i>P-Value</i>	Koefisien	<i>P-Value</i>	
$\hat{\beta}_0$	15,9954	0,0000	14,5291	0,0000	
$\hat{\beta}_1$	0,0113	0,0000	0,0116	0,0000	
$\hat{\beta}_2$	0,0102	0,0000	0,0077	0,0000	
$\hat{\beta}_3$	0,0001	0,9092	0,0010	0,4891	
$\hat{\beta}_4$	0,0057	0,0000	0,0053	0,0000	
$\hat{\beta}_5$	0,0017	0,0552	0,0023	0,0233	
$\hat{\beta}_6$	-0,0035	0,0000	-0,0050	0,0000	
$\hat{\beta}_7$	-0,0017	0,0420	-0,0012	0,1887	
$\hat{\beta}_8$	-0,0021	0,0152	-0,0017	0,0765	
$\hat{\beta}_9$	0,0067	0,0000	0,0062	0,0000	
$\hat{\beta}_{10}$	0,0033	0,0001	0,0024	0,0105	
$\hat{\beta}_{11=P}$	3,9934	0,0000	5,5904	0,0000	

Setelah didapatkan model dari persamaan regresi multivariat dengan *dummy* jenis kelamin, dilakukan uji serentak untuk mengetahui apakah terdapat minimal satu variabel prediktor yang

berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hipotesis yang digunakan pada pengujian serentak adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{21} = \dots = \beta_{r1} = \beta_{rm} = 0$$

$$H_1 : \text{minimal 1 } \beta_{rm} \neq 0$$

Tabel 4.18 Uji Serentak Regresi Multivariat dengan *Dummy* Jenis Kelamin

<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
0,08349	3955,831	0,00000

Taraf signifikansi (α) yang digunakan adalah 0,05, menghasilkan statistik uji pada Tabel 4.18 menghasilkan nilai statistik uji F sebesar 3955,831 yang lebih besar dibandingkan $F_{0,05,24,38580}$ (1,518). Daerah penolakan pada hipotesis ini adalah tolak H_0 yaitu jika $F \geq 1,571$. Maka, keputusan yang diambil pada uji serentak adalah tolak H_0 yang berarti minimal ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Selanjutnya, dilakukan pengujian parsial untuk mengetahui variabel apa saja yang berpengaruh signifikan terhadap model. Hipotesis yang digunakan pada uji parsial regresi multivariat adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{rm} = 0,$$

$$H_1 : \beta_{rm} \neq 0,$$

$$(\alpha = 0,05)$$

dengan daerah penolakan pada pengujian parsial yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05;2;19290}$ (2,996).

Tabel 4.19 Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Jenis Kelamin

Variabel Prediktor	<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
X_1	0,9693	305	0,0000
X_2	0,9922	76	0,0000
X_3	0,9998	2	0,1491
X_4	0,9936	62	0,0000
X_5	0,9991	8	0,0002
X_6	0,9970	29	0,0000
X_7	0,9999	1	0,3875
X_8	0,9990	10	0,0000
X_9	0,9933	65	0,0000
X_{10}	0,9989	10	0,0000
X_{11}	0,9561	443	0,0000

Berdasarkan Tabel 4.19, diketahui bahwa nilai statistik uji F yang kurang dari $F_{0,05;2;19290}$ (2,996) adalah variabel X_3 dan X_7 . Variabel $X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_8, X_9, X_{10}$ dan X_{11} menghasilkan nilai statistik uji F yang lebih besar dibandingkan $F_{0,05;2;19290}$ (2,996), sehingga menghasilkan keputusan Tolak H_0 . Maka, variabel yang berpengaruh signifikan terhadap nilai IPS 1 dan IPS 2 adalah $X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_8, X_9, X_{10}$ dan X_{11} yang merupakan nilai verbal, numerikal, matematika dasar, bahasa Indonesia, bahasa Inggris, fisika, kimia, biologi dan variabel jenis kelamin. Variabel nilai figural dan matematika IPA tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon sehingga tidak dimasukkan ke dalam model.

Tabel 4.17 menunjukkan bahwa nilai estimasi parameter yaitu $\hat{\beta}_6$ dan $\hat{\beta}_7$ menghasilkan hasil estimasi parameter bertanda negatif. Meskipun parameter tersebut berpengaruh signifikan, namun memiliki nilai estimasi parameter negatif, sehingga dapat terindikasi adanya multikolinieritas. Maka, pada penelitian ini peneliti tidak memasukkan hasil estimasi bertanda negatif ke dalam model terbaik. Sehingga model regresi multivariat dengan jenis kelamin sebagai variabel *dummy* ditunjukkan pada persamaan yaitu sebagai berikut.

Model untuk Peserta Laki-Laki

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1^* &= 14,2700 + 0,0110 X_1 + 0,0098 X_2 + 0,0046 X_4 \\ &\quad + 0,0008 X_5 + 0,0061 X_9 + 0,0028 X_{10} \\ \hat{Y}_2^* &= 14,5291 + 0,0113 X_1 + 0,0073 X_2 + 0,0043 X_4 \\ &\quad + 0,0009 X_5 + 0,0056 X_9 + 0,0016 X_{10}\end{aligned}$$

Model untuk Peserta Perempuan

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1^* &= 13,1400 + 0,0110 X_1 + 0,0098 X_2 + 0,0046 X_4 \\ &\quad + 0,0008 X_5 + 0,0061 X_9 + 0,0028 X_{10} \\ \hat{Y}_2^* &= 18,8240 + 0,0113 X_1 + 0,0073 X_2 + 0,0043 X_4 \\ &\quad + 0,0009 X_5 + 0,0056 X_9 + 0,0016 X_{10}\end{aligned}$$

Berdasarkan koefisien $\hat{\beta}_0$ dari masing-masing persamaan, diketahui bahwa nilai $\hat{\beta}_0$ pada peserta dengan jenis kelamin perempuan memiliki nilai koefisien yang lebih tinggi dibandingkan dengan peserta berjenis kelamin laki-laki. Jika tidak terdapat kenaikan pada 6 nilai mata uji yang tercantum dalam model, maka

nilai IPS 1 dan IPS 2 berturut-turut pada peserta jenis kelamin laki-laki 2,43 dan 2,36. Nilai IPS 1 dan IPS 2 pada peserta jenis kelamin perempuan, lebih tinggi dibandingkan dengan peserta berjenis kelamin laki-laki yaitu berturut-turut adalah 2,64 dan 2,66. Nilai tersebut merupakan koefisien $\hat{\beta}_0$ yang diakar pangkatkan 3.

Pemenuhan asumsi distribusi normal multivariat telah terpenuhi, selanjutnya dilakukan uji *Box's M* untuk mengetahui apakah *matrix* varian kovarian dari residual yang dihasilkan homogen. Hipotesis yang digunakan pada uji *Box's M* adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_k,$$

$$H_1 : \Sigma_i \neq \Sigma_j \text{ untuk } i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, k$$

dengan taraf signifikansi ($\alpha = 0,05$), statistik uji *Box's M* ditunjukkan pada Tabel 4.20.

Tabel 4.20 Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Jenis Kelamin

<i>Box's M</i>	<i>P-Value</i>
179,52	0,0000

Daerah kritis pada hipotesis uji homogenitas ini yaitu gagal tolak H_0 (*matrix* varian-kovarian bersifat homogen) jika $\chi^2 \leq \chi^2_{0,05;3}$ (7,815). Berdasarkan Tabel 4.20 diketahui bahwa nilai statistik uji *box's M* yang merupakan pendekatan dari χ^2 adalah 179,52 yang lebih besar dari 7,815 dan menghasilkan keputusan tolak H_0 . Maka dapat disimpulkan bahwa *matrix* residual varian kovarian dari regresi multivariat antara nilai IPS 1 dan IPS 2 dengan 10 mata uji serta variabel *dummy* berupa jenis kelamin tidak dapat memenuhi asumsi residual homogen.

Kebaikan model yang didapatkan pada persamaan regresi multivariat dengan menambahkan variabel jenis kelamin sebagai variabel *dummy* adalah 91,62%. Hal tersebut menjelaskan bahwa model yang didapatkan dengan meregresikan nilai IPS 1 dan IPS 2 dengan 10 mata uji dan variabel *dummy* berupa jenis kelamin, dapat menjelaskan variabel respon sebesar 91,62% dan 8,38% lainnya dijelaskan oleh variabel lain di luar model. Nilai tersebut merupakan angka η^2_Λ yang merupakan hasil perhitungan dari $1 - \Lambda$, dengan nilai Λ adalah 0,083754.

2. Regresi Multivariat Menurut Status Bidikmisi

Pada pengujian MANOVA *One-Way* yang telah dilakukan sebelumnya, diketahui bahwa status penerimaan beasiswa bidikmisi dari peserta seleksi ujian tulis memberikan perbedaan yang signifikan terhadap nilai IPS 1 dan IPS 2. Oleh karena itu, analisis tersebut dilanjutkan ke dalam pemodelan regresi multivariat untuk membandingkan antara peserta yang menerima status bidikmisi dengan peserta yang tidak menerima beasiswa.

Tabel 4.21 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Status Bidikmisi

Variabel Respon	\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	<i>P-Value</i>	Koefisien	<i>P-Value</i>
$\hat{\beta}_0$	19,1487	0,0000	18,8617	0,0000
$\hat{\beta}_1$	0,0142	0,0000	0,0158	0,0000
$\hat{\beta}_2$	0,0091	0,0000	0,0061	0,0000
$\hat{\beta}_3$	-0,0016	0,2057	-0,0017	0,2236
$\hat{\beta}_4$	0,0056	0,0000	0,0052	0,0000
$\hat{\beta}_5$	0,0037	0,0000	0,0049	0,0000
$\hat{\beta}_6$	-0,0032	0,0000	-0,0049	0,0000
$\hat{\beta}_7$	-0,0041	0,0000	-0,0045	0,0000
$\hat{\beta}_8$	-0,0018	0,0396	-0,0013	0,1804
$\hat{\beta}_9$	0,0079	0,0000	0,0078	0,0000
$\hat{\beta}_{10}$	0,0036	0,0000	0,0029	0,0023
$\hat{\beta}_{12=y}$	-2,5468	0,0000	-3,0612	0,0000

Berdasarkan persamaan regresi multivariat yang telah didapatkan, dilakukan uji serentak dan uji parsial untuk mengetahui variabel prediktor yang signifikan. Uji serentak dilakukan terlebih dahulu, yaitu dengan hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{21} = \dots = \beta_{r1} = \beta_{rm} = 0$$

$$H_0 : \text{minimal 1 } \beta_{rm} \neq 0$$

dengan $\alpha = 0,05$ dan daerah kritis pada uji serentak yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05,24,38580} (1,571)$.

Tabel 4.22 Uji Serentak Regresi Multivariat dengan *Dummy* Status Bidikmisi

<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
0,086506	3857,967	0,00000

Berdasarkan Tabel 4.22, didapatkan nilai statistik uji F yaitu 3857,967 yang lebih besar dari $F_{0,05,24,38580}$ (1,571). Keputusan yang diambil pada hipotesis ini ialah tolak H_0 . Maka, dapat disimpulkan bahwa dari 10 variabel nilai mata uji serta 1 variabel *dummy*, akan terdapat minimal 1 variabel yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Kesimpulan pada uji serentak tersebut, dilanjutkan ke dalam uji parsial untuk mengetahui variabel apa sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. hipotesis yang digunakan pada pengujian parsial yaitu sebagai berikut ($\alpha = 0,05$).

$$H_0 : \beta_{rm} = 0,$$

$$H_1 : \beta_{rm} \neq 0,$$

Uji parsial ini memiliki daerah penolakan tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05;2;19290}$ (2,996). Berdasarkan Tabel 4.23, diketahui bahwa variabel prediktor yang mampu menolak H_0 yaitu memiliki nilai pendekatan F yang lebih besar dibandingkan 2,996 adalah X_1 , X_2 , X_4 , X_5 , X_6 , X_8 , X_9 , X_{10} dan X_{11} . Sedangkan pada variabel X_3 dan X_7 menghasilkan keputusan gagal tolak H_0 , karena menghasilkan nilai statistik uji F yang lebih kecil dari 2,996 yaitu berturut-turut adalah 2 dan 1. Maka, dapat disimpulkan bahwa variabel prediktor yang berpengaruh signifikan adalah nilai mata uji verbal, numerikal, matematika dasar, bahasa Indonesia, bahasa Inggris, fisika, kimia, biologi dan status bidikmisi. Variabel nilai figural dan matematika IPA tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon sehingga tidak dimasukkan ke dalam model.

Tabel 4.23 Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Status Bidikmisi

Variabel Prediktor	Wilks' Lambda	Approx. F	P-Value
X_1	0,9702	296	0,0000
X_2	0,9924	74	0,0000
X_3	0,9998	2	0,1591
X_4	0,9938	60	0,0000
X_5	0,9992	8	0,0003
X_6	0,9971	28	0,0000
X_7	0,9999	1	0,3945
X_8	0,9990	9	0,0000
X_9	0,9935	63	0,0000
X_{10}	0,9990	10	0,0000
X_{12}	0,9906	91	0,0000

Untuk membuat model terbaik pada regresi multivariat dengan *dummy* adalah status bidikmisi, dapat ditentukan pada Tabel 4.21. Pada hasil estimasi parameter yaitu β_3 , β_6 , β_7 , dan β_8 menghasilkan nilai estimasi yang negatif. Hal tersebut menyebabkan ke empat parameter tersebut tidak masuk kedalam model terbaik. Pada β_3 dan β_8 nilai parameter tidak dimasukkan, juga disebabkan oleh X_3 dan X_8 yang tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Sehingga model regresi multivariat dengan variabel *dummy* status bidikmisi ditunjukkan sebagai berikut.

Model untuk Peserta Tidak Menerima Beasiswa Bidikmisi

$$\hat{Y}_1^* = 16,3281 + 0,0136 X_1 + 0,0082 X_2 + 0,0041 X_4 \\ + 0,0028 X_5 + 0,0071 X_9 + 0,0031 X_{10}$$

$$\hat{Y}_2^* = 15,8525 + 0,0149 X_1 + 0,0050 X_2 + 0,0036 X_4 \\ + 0,0037 X_5 + 0,0070 X_9 + 0,0021 X_{10}$$

Model untuk Peserta Penerima Beasiswa Bidikmisi

$$\hat{Y}_1^* = 16,6019 + 0,0136 X_1 + 0,0082 X_2 + 0,0041 X_4 \\ + 0,0028 X_5 + 0,0071 X_9 + 0,0031 X_{10}$$

$$\hat{Y}_2^* = 15,8005 + 0,0149 X_1 + 0,0050 X_2 + 0,0036 X_4 \\ + 0,0037 X_5 + 0,0070 X_9 + 0,0021 X_{10}$$

Berdasarkan koefisien $\hat{\beta}_0$ dari masing-masing persamaan, didapatkan bahwa peserta yang tidak menerima beasiswa bidikmisi memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan dengan peserta yang tidak menerima beasiswa bidikmisi (jika tidak ada kenaikan dari nilai mata uji yang ada dalam model). Dengan nilai IPS 1 dan IPS 2 berturut-turut pada peserta tidak menerima beasiswa bidikmisi adalah 2,537 dan 2,512, sedangkan pada peserta yang menerima beasiswa bidikmisi adalah 2,388 dan 2,324. Nilai tersebut merupakan hasil dari akar pangkat tiga pada koefisien $\hat{\beta}_0$ yang tercantum dalam model.

Pengujian residual dilakukan setelah didapatkan model terbaiknya. Pada uji residual normal multivariat, telah terpenuhi dengan melakukan transformasi variabel respon yaitu dengan transformasi pangkat 3 berdasarkan *Box-Cox Transformation* yang dihasilkan oleh variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Maka, dilanjutkan pada uji residual *matrix* varian kovarian homogen menggunakan

uji *Box's M*. Hipotesis yang digunakan pada uji *Box's M* adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_k,$$

$$H_1 : \Sigma_i \neq \Sigma_j \text{ untuk } i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, k$$

dengan taraf signifikansi ($\alpha = 0,05$), statistik uji *Box's M* ditunjukkan pada Tabel 4.24.

Tabel 4.24 Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Status Bidikmisi

<i>Box's M</i>	<i>P-Value</i>
20,264	0,0001

Daerah kritis uji *Box's M* yaitu gagal tolak H_0 jika $\chi^2 \leq \chi^2_{0,05;3}$ (7,815) (*matrix* varian-kovarian bersifat homogen). Hasil statistik uji pada Tabel 4.24 menunjukkan angka 20,264 yang lebih besar dibandingkan $\chi^2_{0,05;3} = 7,815$, sehingga menghasilkan keputusan tolak H_0 . Yang berarti bahwa *matrix* varian kovarian dari residual persamaan regresi tidak homogen.

Kebaikan model pada persamaan regresi multivariat dengan menambahkan variabel status penerimaan bidikmisi sebagai variabel *dummy* dihitung berdasarkan nilai *Eta Square Lambda*. Nilai Λ yang didapatkan adalah 0,086875, yang berarti bahwa nilai η^2_Λ atau kebaikan model yang diperoleh adalah 91,31%.

3. Regresi Multivariat Menurut Jenis SLTA

Berdasarkan uji MANOVA *One-Way* pada Tabel 4.14, didapatkan kesimpulan bahwa jenis SLTA menghasilkan perbedaan pada nilai Indeks Prestasi Tahap Persiapan. Berdasarkan uji MANOVA tersebut, maka analisis tersebut dilanjutkan ke pemodelan regresi multivariat dengan menambahkan status bidikmisi sebagai variabel *dummy*.

Tabel 4.25 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Jenis SLTA

Variabel Respon	\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	<i>P-Value</i>	Koefisien	<i>P-Value</i>
$\hat{\beta}_0$	18,7960	0,0000	18,6938	0,0000
$\hat{\beta}_1$	0,0142	0,0000	0,0158	0,0000
$\hat{\beta}_2$	0,0086	0,0000	0,0056	0,0001
$\hat{\beta}_3$	-0,0029	0,0217	-0,0032	0,0214

Tabel 4.25 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Jenis SLTA (Lanjutan)

Variabel Respon	\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	P-Value	Koefisien	P-Value
$\hat{\beta}_4$	0,0054	0,0000	0,0050	0,0000
$\hat{\beta}_5$	0,0033	0,0004	0,0044	0,0000
$\hat{\beta}_6$	-0,0044	0,0000	-0,0062	0,0000
$\hat{\beta}_7$	-0,0039	0,0000	-0,0043	0,0000
$\hat{\beta}_8$	-0,0020	0,0233	-0,0015	0,1188
$\hat{\beta}_9$	0,0076	0,0000	0,0076	0,0000
$\hat{\beta}_{10}$	0,0037	0,0000	0,0029	0,0020
$\hat{\beta}_{13=SMA}$	0,6164	0,0641	0,3051	0,4093
$\hat{\beta}_{13=SMK}$	-0,1886	0,6839	-0,5133	0,3184

Tabel 4.25 menjelaskan model regresi multivariat yang dihasilkan dengan masing-masing hasil estimasi yang didapatkan, yang selanjutnya akan dilakukan uji serentak. Uji serentak dilakukan untuk menguji apakah terdapat minimal 1 variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. hipotesis uji serentak pada regresi multivariat adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{21} = \dots = \beta_{r1} = \beta_{rm} = 0$$

$$H_0 : \text{minimal 1 } \beta_{rm} \neq 0$$

dengan taraf signifikansi = 0,05

Daerah kritis pada pengujian serentak regresi multivariat yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05,26,38578}$ (1,496). Tabel 4.27 menunjukkan hasil statistik uji pada uji serentak regresi multivariat dengan menambahkan *dummy* jenis SLTA.

Tabel 4.26 Uji Serentak Regresi Multivariat dengan *Dummy* Jenis SLTA

<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
0,087287	3538,406	0,00000

Tabel 4.26 menunjukkan nilai pendekatan F yaitu 3538,406 yang lebih besar dibandingkan $F_{0,05,26,38578}$ (1,496). Sehingga keputusan yang diambil pada pengujian serentak adalah tolak H_0 . Maka dapat disimpulkan bahwa minimal terdapat 1 variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Berdasarkan kesimpulan tersebut maka dilanjutkan ke dalam uji parsial, dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{rm} = 0,$$

$$H_1 : \beta_{rm} \neq 0,$$

Taraf signifikansi (α) yang digunakan pada pengujian parsial yaitu 0,05. Daerah kritis yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05;2;19290}$ (2,996) pada 10 variabel prediktor berupa nilai mata uji, serta daerah kritis pada variabel jenis SLTA yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05;4;38578}$ (2,372) menghasilkan nilai statistik uji untuk masing-masing variabel prediktor yang ditunjukkan pada Tabel 4.27.

Tabel 4.27 Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Jenis SLTA

Variabel Prediktor	Wilks' Lambda	Approx. F	P-Value
X_1	0,9704	294	0,0000
X_2	0,9924	74	0,0000
X_3	0,9998	2	0,1618
X_4	0,9938	60	0,0000
X_5	0,9992	8	0,0003
X_6	0,9971	28	0,0000
X_7	0,9999	1	0,3969
X_8	0,9990	9	0,0000
X_9	0,9936	63	0,0000
X_{10}	0,9990	10	0,0000
X_{13}	0,9995	2	0,0654

Berdasarkan Tabel 4.27, nilai statistik uji F yang mampu menolak H_0 adalah X_1 , X_2 , X_4 , X_5 , X_6 , X_8 , X_9 , dan X_{10} yang merupakan nilai mata uji verbal, numerikal, matematika dasar, bahasa Indonesia, bahasa Inggris, fisika, kimia, biologi. Pada variabel X_3 dan X_7 menghasilkan nilai statistik uji F yaitu berturut-turut adalah 2 dan 1. Maka dapat disimpulkan bahwa variabel tersebut tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Pada variabel X_{13} yang merupakan jenis SLTA, menghasilkan p -value yaitu 0,0654, sehingga menghasilkan keputusan gagal tolak H_0 . Jika taraf signifikansi yang digunakan adalah 0,1 maka akan menghasilkan keputusan tolak H_0 pada variabel jenis SLTA. Pada pengujian MANOVA *One-Way* juga telah dibuktikan bahwa jenis SLTA memberikan perbedaan yang signifikan pada nilai IPS 1 dan IPS 2.

Penelitian ini menggunakan regresi multivariat metode *backward* sehingga tidak memasukkan variabel yang tidak berpengaruh signifikan terhadap model, yaitu nilai mata uji figural dan matematika IPA. Berdasarkan Tabel 4.25, hasil estimasi pada nilai mata uji bahasa inggris dan fisika, menghasilkan nilai estimasi negatif. Hal tersebut tidak sesuai dengan nilai koefisien korelasi yang ditunjukkan pada Gambar 4.14 bahwa nilai tersebut memiliki korelasi positif terhadap IPS 1 dan IPS 2. Multikolinieritas dapat menyebabkan permasalahan tersebut terjadi, dimana terdapat perbedaan tanda pada koefisien korelasinya dengan hasil estimasi parameternya. Untuk itu pada penelitian ini, peneliti tidak memasukkan nilai estimasi bertanda negatif, sehingga persamaan regresi yang diperoleh yaitu sebagai berikut.

Model untuk Peserta MA

$$\hat{Y}_1^* = 15,6207 + 0,0131 X_1 + 0,0071 X_2 + 0,0038 X_4 \\ + 0,0020 X_5 + 0,0068 X_9 + 0,0030 X_{10}$$

$$\hat{Y}_2^* = 15,2711 + 0,0144 X_1 + 0,0038 X_2 + 0,0033 X_4 \\ + 0,0027 X_5 + 0,0066 X_9 + 0,0019 X_{10}$$

Model untuk Peserta SMA

$$\hat{Y}_1^* = 16,1053 + 0,0131 X_1 + 0,0071 X_2 + 0,0038 X_4 \\ + 0,0020 X_5 + 0,0068 X_9 + 0,0030 X_{10}$$

$$\hat{Y}_2^* = 15,3926 + 0,0144 X_1 + 0,0038 X_2 + 0,0033 X_4 \\ + 0,0027 X_5 + 0,0066 X_9 + 0,0019 X_{100}$$

Model untuk Peserta SMK

$$\hat{Y}_1^* = 15,3136 + 0,0131 X_1 + 0,0071 X_2 + 0,0038 X_4 \\ + 0,0020 X_5 + 0,0068 X_9 + 0,0030 X_{10}$$

$$\hat{Y}_2^* = 15,3926 + 0,0144 X_1 + 0,0038 X_2 + 0,0033 X_4 \\ + 0,0027 X_5 + 0,0066 X_9 + 0,0019 X_{10}$$

Berdasarkan nilai koefisien $\hat{\beta}_0$, jika tidak terdapat kenaikan pada nilai mata uji verbal, numerikal, matematika dasar bahasa Indonesia, kimia dan biologi, peserta seleksi ujian tulis yang berasal dari SMA, memiliki nilai IPS 1 maupun IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan dengan peserta dari jenis SLTA lainnya. Perbandingan koefisien $\hat{\beta}_0$ ditunjukkan pada Tabel 4.28 untuk melihat secara detail nilai IPS 1 dan IPS 2 tertinggi jika ditentukan menurut jenis SLTA peserta seleksi ujian tulis.

Tabel 4.28 Koefisien $\hat{\beta}_0^{1/3}$ Jenis SLTA

Variabel Respon	Jenis SLTA		
	MA	SMA	SMK
IPS 1	2,4998	2,5254	2,4833
IPS 2	2,4810	2,4875	2,4440

Pada model regresi yang didapatkan model yang telah memenuhi asumsi distribusi normal multivariat, selanjutnya model yang telah didapatkan diuji kembali apakah telah memenuhi asumsi *matrix* varian kovarian homogen. Uji homogenitas diuji dengan uji *Box's M*, dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_k,$$

$$H_1 : \Sigma_i \neq \Sigma_j \text{ untuk } i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, k$$

dengan taraf signifikansi ($\alpha = 0,05$), statistik uji *Box's M* ditunjukkan pada Tabel 4.29.

Tabel 4.29 Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Jenis SLTA

<i>Box's M</i>	<i>P-Value</i>
10,198	0,1166

Nilai pendekatan *chi-square* pada Tabel 4.29 menunjukkan angka 10,198 yang lebih kecil dari *chi square* tabel yaitu $\chi_{0,05,6}^2 = 12,59159$. Hasil keputusan dari pengujian homogenitas adalah gagal tolak H_0 yang berarti asumsi *matrix* varian kovarian residual homogen telah terpenuhi.

Kebaikan model dapat menentukan seberapa besar model yang terbentuk dapat menentukan nilai variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Pada persamaan regresi multivariat dengan menambahkan variabel status penerimaan jenis SLTA sebagai variabel *dummy*, nilai Λ yang didapatkan adalah 0,088. Maka kebaikan model dari persamaan regresi multivariat tersebut ialah 91,22%.

4. Regresi Multivariat Menurut Asal Daerah

Pada analisis MANOVA *One-Way* sebelumnya, didapatkan kesimpulan bahwa variabel asal daerah menghasilkan perbedaan yang signifikan pada nilai IPS 1 dan IPS 2 peserta seleksi ujian tulis. Untuk menentukan bagaimanakah pengaruh dari setiap asal daerah terhadap variabel respon, dilakukan regresi multivariat

antara variabel respon berupa IPS 1 dan IPS 2 dengan variabel prediktor yaitu 10 nilai mata uji seleksi ujian tulis, serta menambahkan variabel asal daerah sebagai variabel prediktor *dummy*.

Tabel 4.30 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Asal Daerah

Variabel Respon	\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	P-Value	Koefisien	P-Value
$\hat{\beta}_0$	17,2200	0,0000	17,7200	0,0000
$\hat{\beta}_1$	0,0157	0,0000	0,0168	0,0000
$\hat{\beta}_2$	0,0104	0,0000	0,0066	0,0000
$\hat{\beta}_3$	-0,0018	0,1461	-0,0026	0,0666
$\hat{\beta}_4$	0,0051	0,0000	0,0048	0,0000
$\hat{\beta}_5$	0,0035	0,0001	0,0045	0,0000
$\hat{\beta}_6$	-0,0045	0,0000	-0,0063	0,0000
$\hat{\beta}_7$	-0,0043	0,0000	-0,0047	0,0000
$\hat{\beta}_8$	-0,0019	0,0254	-0,0015	0,1295
$\hat{\beta}_9$	0,0074	0,0000	0,0074	0,0000
$\hat{\beta}_{10}$	0,0037	0,0000	0,0029	0,0018
$\hat{\beta}_{14=1}$	2,3370	0,0000	-0,4601	0,4526
$\hat{\beta}_{14=2}$	-12,9100	0,1264	-11,8300	0,2086
$\hat{\beta}_{14=3}$	-2,2740	0,0002	-1,9450	0,0039
$\hat{\beta}_{14=4}$	1,8160	0,1908	0,9025	0,9025
$\hat{\beta}_{14=5}$	2,9750	0,0000	1,8720	0,0000
$\hat{\beta}_{14=6}$	-0,9603	0,0000	-0,6494	0,0045

Setelah didapatkan model regresi multivariat, dilakukan uji serentak dan uji parsial untuk mengetahui variabel nilai mata uji yang signifikan terhadap variabel respon. Uji pertama yang dilakukan yaitu uji serentak dengan hipotesis yang digunakan pada pengujian serentak yaitu sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{21} = \dots = \beta_{r1} = \beta_{rm} = 0$$

$$H_0 : \text{minimal 1 } \beta_{rm} \neq 0$$

Taraf signifikansi yang digunakan adalah 0,05, serta daerah penolakan pada uji serentak adalah tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05,34,38570} (1,430)$. Statistik uji yang dihasilkan pada uji serentak regresi multivariat dengan *dummy* asal daerah ditunjukkan pada Tabel 4.31.

Tabel 4.31 Uji Serentak Regresi Multivariat dengan *Dummy* Asal Daerah

<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
0,086384	2725,301	0,00000

Berdasarkan nilai statistik uji pada Tabel 4.31 yaitu 2725,301 menghasilkan nilai yang lebih besari dibandingkan $F_{0,05,34,38570}$ (1,430), sehingga menghasilkan keputusan tolak H_0 . Maka dapat disimpulkan bahwa minimal ada satu variabel prediktor yang signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Berdasarkan tersebut, dilanjutkan pada pengujian parsial dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{rm} = 0,$$

$$H_1 : \beta_{rm} \neq 0,$$

Taraf signifikansi (α) yang digunakan yaitu 0,05 dan daerah kritis pada uji parsial untuk 10 nilai mata uji yaitu tolak H_0 jika $F \geq F_{0,05;2;19290}$ (2,996), sedangkan pada variabel asal daerah memiliki daerah penolakan yaitu $F \geq F_{0,05;12;38570}$ (1,752).

Tabel 4.32 Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Asal Daerah

Variabel Prediktor	<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
X_1	0,9702	296	0,0000
X_2	0,9923	74	0,0000
X_3	0,9998	2	0,1602
X_4	0,9938	60	0,0000
X_5	0,9992	8	0,0003
X_6	0,9971	28	0,0000
X_7	0,9999	1	0,3935
X_8	0,9990	9	0,0000
X_9	0,9935	63	0,0000
X_{10}	0,9990	10	0,0000
X_{14}	0,9892	18	0,0000

Nilai F-Hitung pada Tabel 4.32 menunjukkan bahwa variabel prediktor yaitu X_1 , X_2 , X_4 , X_5 , X_6 , X_8 , X_9 , X_{10} dan X_{15} adalah yang menghasilkan nilai statistik uji yang mampu menolak H_0 karena menghasilkan nilai F Hitung > F tabel serta $p\text{-value} < \alpha$. Pada variabel X_3 dan X_7 menghasilkan nilai F hitung < F Tabel sehingga menghasilkan kesimpulan gagal tolak H_0 , yang berarti

variabel nilai mata uji figural dan matematika IPA tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

Pada Tabel 4.30, beberapa nilai estimasi parameter pada variabel prediktor yang bukan variabel *dummy* memiliki beberapa hasil estimasi bertanda negatif, yaitu pada $\hat{\beta}_3$, $\hat{\beta}_6$, $\hat{\beta}_7$ dan $\hat{\beta}_8$. Peneliti tidak memasukkan hasil estimasi yang bertanda negatif dan juga yang tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon, sehingga model regresi multivariat dengan variabel *dummy* yaitu asal daerah adalah sebagai berikut.

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1^* &= 13,4209 + 0,0150 X_1 + 0,0093 X_2 + 0,0036 X_4 \\ &\quad + 0,0024 X_5 + 0,0066 X_9 + 0,0030 X_{10} + 2,4916 X_{15=1} - \\ &\quad 14,2916 X_{15=2} - 1,9708 X_{15=3} + 2,0153 X_{15=4} + 3,2451 \\ &\quad X_{15=5} - 0,6744 X_{15=6} \\ \hat{Y}_2^* &= 13,3823 + 0,0158 X_1 + 0,0053 X_2 + 0,0032 X_4 \\ &\quad + 0,0030 X_5 + 0,0065 X_9 + 0,0020 X_{10} - 0,2501 X_{15=1} - \\ &\quad 13,8289 X_{15=2} - 1,5503 X_{15=3} + 0,5048 X_{15=4} + 2,2410 \\ &\quad X_{15=5} - 0,2686 X_{15=6}\end{aligned}$$

Untuk mengetahui pada asal daerah mana peserta memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 yang memiliki nilai tertinggi, digunakan koefisien $\hat{\beta}_0$ dari masing-masing persamaan yang dihasilkan pada setiap daerah asal peserta. Hal tersebut dapat dilakukan jika pada variabel prediktor mata uji yang tercantum pada model tidak terjadi kenaikan nilai.

Tabel 4.33 Koefisien $\hat{\beta}_0^{1/3}$ Asal Daerah		
Asal Daerah	Variabel Respon	
	IPS 1	IPS 2
Jawa dan Bali	2,3764	2,3742
Kalimantan	2,5152	2,3593
Luar Negeri	-0,9549	-0,7644
Nusa Tenggara	2,2539	2,2787
Papua dan Kepulauan Maluku	2,4899	2,4036
Sulawesi	2,5543	2,4999
Sumatera	2,3359	2,3582

Berdasarkan Tabel 4.33, diketahui bahwa pada peserta dengan daerah asal Sulawesi adalah yang memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 tertinggi yaitu berturut-turut adalah 2,5543 dan 2,4999. Pada

peserta yang berasal dari daerah Kalimantan, memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 kedua tertinggi yaitu 2,5152 dan 2,3593, serta diikuti oleh peserta yang berasal dari Papua dan Kepulauan Maluku, Jawa dan Bali, Sumatera, Nusa Tenggara dan yang terakhir adalah luar negeri.

Residual yang dihasilkan dari pemodelan regresi multivariat harus memenuhi asumsi distribusi normal multivariat dan residual yang memiliki *matrix* varian kovarian homogen. Pengujian asumsi distribusi normal multivariat telah terpenuhi menggunakan transformasi, sedangkan pada asumsi residual homogen akan diuji menggunakan uji *Box's M*, dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_k,$$

$$H_1 : \Sigma_i \neq \Sigma_j \text{ untuk } i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, k$$

dengan taraf signifikansi ($\alpha = 0,05$), statistik uji *Box's M* ditunjukkan pada Tabel 4.34.

Tabel 4.34 Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Asal Daerah

<i>Box's M</i>	<i>P-Value</i>
205,74	0,0000

Berdasarkan Tabel 4.34 didapatkan hasil bahwa nilai statistik uji *Box's M* menghasilkan nilai 53,683 yang lebih besar dari nilai tabel $\chi^2_{0,05;15} = 24,996$. Sehingga keputusan pengujian dari uji homogenitas *matrix* varian kovarian adalah tolak H_0 yang berarti *matrix* varian kovarian residual yang dihasilkan oleh persamaan regresi dengan menambahkan variabel asal daerah sebagai variabel prediktor *dummy* tidak homogen.

Nilai kebaikan model yang didapatkan dengan menambahkan variabel *dummy* yaitu asal daerah menghasilkan nilai Λ yang didapatkan yaitu sebesar 0,0869, yang berarti kebaikan model yang diperoleh (η^2_{Λ}) adalah 91,31%. Maka model yang dihasilkan dapat menjelaskan variabel respon sebesar 91,31%, sedangkan 8,69% lainnya dipengaruhi oleh variabel lain di luar model.

5. Regresi Multivariat Menurut Pilihan Diterima

Estimasi parameter regresi multivariat menggunakan variabel pilihan diterima sebagai variabel *dummy*, bertujuan untuk membandingkan nilai dari setiap koefisien jenis karakteristik untuk menentukan perbedaan yang dihasilkan pada pilihan diterima peserta. Berdasarkan uji MANOVA *One-Way* yang telah dilakukan sebelumnya, didapatkan kesimpulan bahwa terdapat perbedaan yang signifikan antara peserta yang diterima di pilihan pertama, kedua maupun ketiga terhadap nilai IPS 1 dan IPS 2 dari peserta tersebut. Maka dari itu, analisis dilanjutkan ke dalam pemodelan regresi multivariat. Berikut merupakan estimasi parameter model regresi dengan variabel *dummy* pilihan diterima.

Tabel 4.35 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Pilihan Diterima

Variabel Respon	\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	P-Value	Koefisien	P-Value
$\hat{\beta}_0$	17,8103	0,0000	17,4858	0,0000
$\hat{\beta}_1$	0,0140	0,0000	0,0157	0,0000
$\hat{\beta}_2$	0,0083	0,0000	0,0054	0,0001
$\hat{\beta}_3$	-0,0032	0,0126	-0,0034	0,0158
$\hat{\beta}_4$	0,0060	0,0000	0,0055	0,0000
$\hat{\beta}_5$	0,0035	0,0001	0,0047	0,0000
$\hat{\beta}_6$	-0,0038	0,0000	-0,0058	0,0000
$\hat{\beta}_7$	-0,0032	0,0001	-0,0038	0,0001
$\hat{\beta}_8$	-0,0015	0,0873	-0,0011	0,2403
$\hat{\beta}_9$	0,0081	0,0000	0,0079	0,0000
$\hat{\beta}_{10}$	0,0043	0,0000	0,0034	0,0003
$\hat{\beta}_{15=Ke-1}$	-1,3116	0,0000	-0,8138	0,0000
$\hat{\beta}_{15=Ke-3}$	1,2197	0,0000	1,1290	0,0005

Uji serentak dilakukan untuk mengetahui apakah dari semua variabel prediktor yang ada pada model terdapat minimal satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hipotesis yang digunakan pada uji serentak adalah:

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{21} = \dots = \beta_{r1} = \beta_{rm} = 0$$

$$H_0 : \text{minimal 1 } \beta_{rm} \neq 0$$

dengan taraf signifikansi yaitu 0,05, statistik uji pada pengujian serentak ditunjukkan pada Tabel 4.36.

Tabel 4.36 Uji Serentak Regresi Multivariat dengan *Dummy* Pilihan Diterima

<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
0,086697	3555,475	0,0000

Daerah penolakan pada uji serentak regresi multivariat yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05,26,38576}$ (1,496). Statistik uji pada Tabel 4.30 menunjukkan bahwa nilai pendekatan F yaitu 3555,475 lebih besar dibandingkan dengan F tabel yaitu 1,496, sehingga keputusan yang diambil pada uji serentak adalah tolak H_0 . Dapat disimpulkan bahwa minimal terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Untuk mengetahui variabel prediktor tersebut, dilakukan uji parsial dengan hipotesis nol yaitu $H_0 : \beta_{rm} = 0$, dan $H_1 : \beta_{rm} \neq 0$.

Uji parsial regresi multivariat menggunakan *dummy* variabel pilihan diterima, dengan $\alpha = 0,05$ serta memiliki daerah penolakan untuk variabel $X_1 - X_{10}$ yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05;2;19289}$ (2,996), sedangkan pada variabel prediktor pilihan diterima, memiliki daerah penolakan yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05;4;38578}$ (2,372). Hasil statistik uji pada uji parsial regresi multivariat dengan menambahkan pilihan diterima sebagai variabel *dummy* ditunjukkan pada Tabel 4.37.

Tabel 4.37 Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Pilihan Diterima

Variabel Prediktor	<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
X_1	0,9703	296	0,0000
X_2	0,9924	74	0,0000
X_3	0,9998	2	0,1602
X_4	0,9938	60	0,0000
X_5	0,9992	8	0,0003
X_6	0,9971	28	0,0000
X_7	0,9999	1	0,3944
X_8	0,9990	9	0,0000
X_9	0,9935	63	0,0000
X_{10}	0,9990	10	0,0000
X_{15}	0,9928	35	0,0000

Berdasarkan Tabel 4.37, diketahui bahwa nilai F tabel pada variabel prediktor $X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_8, X_9$, dan X_{10} mampu menolak H_0 dengan nilai F lebih dari $F_{0,05;2;19289}$ (2,996). Sehingga pengujian parsial pada variabel prediktor tersebut

menghasilkan keputusan tolak H_0 . Sama halnya dengan X_{14} yang merupakan variabel pilihan diterima, memiliki nilai pendekatan F yaitu 35, yang lebih besar dibandingkan $F_{0,05;4;38578}$ (2,372) yang juga menghasilkan keputusan tolak H_0 . Maka, dapat disimpulkan bahwa X_1 , X_2 , X_4 , X_5 , X_6 , X_8 , X_9 , X_{10} dan X_{14} berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Variabel X_3 dan X_7 memiliki nilai F hitung yaitu berturut-turut adalah 2 dan 1 yang lebih kecil dibandingkan $F_{0,05;2;19289}$ (2,996) sehingga menghasilkan keputusan gagal tolak H_0 yang berarti variabel tersebut tidak berpengaruh signifikan terhadap nilai IPS 1 dan IPS 2. Pada penelitian ini digunakan pemodelan regresi dengan metode *backward*, sehingga pada metode ini tidak memasukkan variabel prediktor yang tidak signifikan.

Berdasarkan Tabel 4.35, terdapat beberapa nilai estimasi parameter yang bertanda negatif. Sama pada persamaan regresi sebelumnya, peneliti tidak memasukkan hasil estimasi yang bernilai negatif karena terindikasi adanya multikolinieritas dengan adanya perbedaan tanda pada persamaan yang terbentuk dengan nilai korelasinya. Berikut merupakan model dari persamaan regresi dengan menambahkan variabel *dummy* yaitu pilihan diterima.

Model untuk Peserta Pilihan Diterima Pertama

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1^* &= 13,5439 + 0,0128 X_1 + 0,0067 X_2 + 0,0048 X_4 \\ &\quad + 0,0025 X_5 + 0,0074 X_9 + 0,0037 X_{10} \\ \hat{Y}_2^* &= 13,3002 + 0,0142 X_1 + 0,0036 X_2 + 0,0041 X_4 \\ &\quad + 0,0031 X_5 + 0,0071 X_9 + 0,0025 X_{10}\end{aligned}$$

Model untuk Peserta Pilihan Diterima Kedua

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1^* &= 14,9240 + 0,0128 X_1 + 0,0067 X_2 + 0,0048 X_4 \\ &\quad + 0,0025 X_5 + 0,0074 X_9 + 0,0037 X_{10} \\ \hat{Y}_2^* &= 14,2014 + 0,0142 X_1 + 0,0036 X_2 + 0,0041 X_4 \\ &\quad + 0,0031 X_5 + 0,0071 X_9 + 0,0025 X_{10}\end{aligned}$$

Model untuk Peserta Pilihan Diterima Ketiga

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1^* &= 16,2206 + 0,0128 X_1 + 0,0067 X_2 + 0,0048 X_4 \\ &\quad + 0,0025 X_5 + 0,0074 X_9 + 0,0037 X_{10} \\ \hat{Y}_2^* &= 15,4320 + 0,0142 X_1 + 0,0036 X_2 + 0,0041 X_4 \\ &\quad + 0,0031 X_5 + 0,0071 X_9 + 0,0025 X_{10}\end{aligned}$$

Dari setiap pilihan diterima, terdapat model untuk model prediksi IPS 1 dan IPS 2. Jika ingin diketahui, peserta manakah yang memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 yang tertinggi, dapat ditentukan berdasarkan nilai koefisien $\hat{\beta}_0^{1/3}$ dari masing-masing persamaan. Hal tersebut dapat dilakukan jika menganggap variabel prediktor yang ada dalam model tidak mengalami kenaikan. Tabel 4.38 menunjukkan pada pilihan nomor berapa, peserta akan memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 tertinggi.

Tabel 4.38 Koefisien $\hat{\beta}_0^{1/3}$ Pilihan Diterima			
Variabel Respon	Pilihan Diterima		
	1	2	3
IPS 1	2,3837	2,4620	2,5314
IPS 2	2,3693	2,4216	2,4897

Berdasarkan Tabel 4.38, diketahui bahwa pada peserta yang diterima di pilihan ketiga memiliki nilai IPS 1 maupun IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan dengan peserta yang diterima di pilihan pertama dan kedua.

Setelah dilakukan estimasi parameter, uji serentak dan uji parsial, dilakukan pengujian residual dari persamaan regresi multivariat yang dihasilkan. Asumsi distribusi normal multivariat telah terpenuhi dengan transformasi data, selanjutnya diuji apakah residual telah memenuhi asumsi residual homogen. Uji homogenitas residual dilakukan dengan uji *Box's M* dengan taraf signifikansi yaitu 0,05, dan daerah penolakan adalah $\chi^2 \leq \chi_{0,05;6}^2$ (12,5916). Statistik uji yang dihasilkan pada uji *Box's M* ditunjukkan pada Tabel 4.39.

Tabel 4.39 Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Pilihan Diterima

<i>Box's M</i>	<i>P-Value</i>
22,559	0,0010

Tabel 4.39 menunjukkan bahwa nilai statistik uji *box's M* yang dihasilkan yaitu 22,559 lebih besar dibandingkan *chi square* tabel yaitu $\chi_{0,05;6}^2 = 12,5916$. Maka keputusan yang diambil dari pengujian *matrix* varian kovarian residual homogen adalah tolak H_0 . Kesimpulan yang dapat diambil berdasarkan uji tersebut ialah residual yang dihasilkan pada regresi multivariat dengan

menambahkan variabel *dummy* pilihan diterima tidak memenuhi asumsi *matrix* varian kovarian homogen.

Hal terakhir yang dilakukan setelah menguji asumsi residual yaitu menghitung nilai kebaikan model persamaan regresi yang terbentuk. Nilai Λ yang didapatkan yaitu sebesar 0,0871, yang berarti kebaikan model dari nilai η_{Λ}^2 adalah 91,29%. Maka model yang dihasilkan dapat menjelaskan variabel respon sebesar 91,29, sedangkan 8,71% lainnya dijelaskan oleh variabel lain yang berada di luar model.

6. Regresi Multivariat Menurut Rumpun Ilmu

Berdasarkan analisis MANOVA *One-Way* yang telah dilakukan sebelumnya, telah diketahui bahwa pada setiap rumpun ilmu satu dengan rumpun ilmu lainnya akan menghasilkan nilai IPS 1 dan IPS 2 yang berbeda. Dalam hal ini, ingin diketahui bagaimana pengaruh dari rumpun-rumpun ilmu tersebut terhadap variabel respon, dengan meregresikan IPS 1 dan IPS 2 terhadap sepuluh mata uji dan menambahkan rumpun ilmu sebagai variabel *dummy*. Estimasi parameter dengan *dummy* rumpun ilmu, dijelaskan pada Tabel 4.40.

Tabel 4.40 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Rumpun Ilmu

Variabel Respon	\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	P-Value	Koefisien	P-Value
$\hat{\beta}_0$	10,5540	0,0000	10,0642	0,0000
$\hat{\beta}_1$	0,0145	0,0000	0,0158	0,0000
$\hat{\beta}_2$	0,0093	0,0000	0,0061	0,0000
$\hat{\beta}_3$	-0,0019	0,1240	-0,0014	0,3088
$\hat{\beta}_4$	0,0065	0,0000	0,0067	0,0000
$\hat{\beta}_5$	0,0037	0,0000	0,0052	0,0000
$\hat{\beta}_6$	-0,0032	0,0000	-0,0040	0,0000
$\hat{\beta}_7$	-0,0031	0,0003	-0,0030	0,0014
$\hat{\beta}_8$	-0,0010	0,2717	-0,0001	0,8801
$\hat{\beta}_9$	0,0089	0,0000	0,0094	0,0000
$\hat{\beta}_{10}$	0,0042	0,0000	0,0036	0,0001
$\hat{\beta}_{16=1}$	5,0180	0,0000	2,3017	0,0569
$\hat{\beta}_{16=2}$	0,2527	0,8202	-2,9594	0,0160

Tabel 4.40 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut Rumpun Ilmu

Variabel Respon	\hat{Y}_1^*		\hat{Y}_2^*	
Parameter	Koefisien	P-Value	Koefisien	P-Value
$\hat{\beta}_{16=3}$	5,8454	0,0000	3,2397	0,0076
$\hat{\beta}_{16=4}$	4,6859	0,0000	4,5453	0,0001
$\hat{\beta}_{16=5}$	4,7052	0,0217	3,5815	0,1139
$\hat{\beta}_{16=6}$	4,9386	0,0539	-4,0447	0,1532
$\hat{\beta}_{16=7}$	1,0837	0,0000	4,9540	0,0000
$\hat{\beta}_{16=8}$	1,0678	0,0016	0,2266	0,8478
$\hat{\beta}_{16=9}$	2,6633	0,0136	0,8368	0,4828

Pengujian serentak dilakukan setelah terbentuk model regresi multivariat. Uji serentak dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat minimal satu variabel prediktor yang signifikan terhadap variabel respon. Hipotesis yang digunakan pada uji serentak adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{21} = \dots = \beta_{r1} = \beta_{rm} = 0$$

$$H_0 : \text{minimal 1 } \beta_{rm} \neq 0$$

Tabel 4.41 Uji Serentak Regresi Multivariat dengan *Dummy* Rumpun Ilmu

<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
0,084597	2340,607	0,00000

Taraf signifikansi yaitu 0,05 serta daerah penolakan pada uji serentak regresi multivariat dengan *dummy* variabel yaitu rumpun ilmu adalah tolak H_0 jika $F \geq F_{0,05,40,38564}$ (1,394). Statistik uji yang dihasilkan yaitu $F = 2340,607$ lebih besari dibandingkan F tabel, sehingga menghasilkan keputusan tolak H_0 . Maka dapat ditarik kesimpulan bahwa miniman terdapat satu variabel prediktor yang signifikan terhadap variabel respon.

Uji parsial dilakukan untuk mengetahui variabel apa sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Berikut merupakan hipotesis yang digunakan pada uji parsial.

$$H_0 : \beta_{rm} = 0,$$

$$H_1 : \beta_{rm} \neq 0,$$

$$(\alpha = 0,05)$$

Hasil pengujian signifikasi parameter berdasarkan Tabel 4.42 menghasilkan kesimpulan yang sama bahwa nilai mata uji yang tidak berpengaruh pada variabel respon IPS 1 dan IPS 2

peserta seleksi ujian tulis adalah nilai figural dan matematika IPA. Kesimpulan tersebut diambil berdasarkan keputusan tolak H_0 pada mata uji-mata uji yang memiliki nilai pendekatan F yang lebih besar dari $F_{0,05;2;19282}$ yaitu 2,996042. Pada variabel X_{16} yaitu rumpun ilmu peserta didapatkan nilai pendekatan F yaitu 53, dimana nilai tersebut lebih besar dibandingkan F tabel yaitu $F_{0,05;18;38564}$ yaitu 1,604 yang berarti bahwa variabel rumpun ilmu berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2.

Tabel 4.42 Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut Rumpun Ilmu

Variabel Prediktor	Wilks' Lambda	Approx. F	P-Value
X_1	0,9698	300	0,0000
X_2	0,9923	75	0,0000
X_3	0,9998	2	0,1548
X_4	0,9937	61	0,0000
X_5	0,9992	8	0,0003
X_6	0,9970	29	0,0000
X_7	0,9999	1	0,3915
X_8	0,9990	9	0,0000
X_9	0,9934	64	0,0000
X_{10}	0,9990	10	0,0000
X_{11}	0,9687	34	0,0000

Pada koefisien $\hat{\beta}_3, \hat{\beta}_6, \hat{\beta}_7$ dan $\hat{\beta}_8$ menghasilkan nilai estimasi parameter bertanda negatif merujuk pada Tabel 4.40, yang sama seperti pada persamaan regresi sebelumnya. Nilai estimasi tersebut tidak dimasukkan ke dalam model regresi multivariat. Sehingga persamaan regresi multivariat dengan menambahkan variabel *dummy* rumpun ilmu sebagai variabel prediktor adalah sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \hat{Y}_1^* = & 7,9727 + 0,0137 X_1 + 0,0082 X_2 + 0,0056 X_4 \\ & + 0,0029 X_5 + 0,0084 X_9 + 0,0038 X_{10} + 5,1517 X_{16=1} - \\ & 0,0561 X_{16=2} + 5,9528 X_{16=3} + 4,6859 X_{16=4} + 4,5290 \\ & X_{16=5} + 4,9785 X_{16=6} + 6,3523 X_{16=7} + 3,3267 X_{16=8} + \\ & 2,7768 X_{16=9} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{Y}_2^* = & 7,7966 + 0,0150 X_1 + 0,0052 X_2 + 0,0059 X_4 \\ & + 0,0041 X_5 + 0,0089 X_9 + 0,0031 X_{10} + 2,4284 X_{16=1} - \\ & 3,1734 X_{16=2} + 3,3410 X_{16=3} + 4,7671 X_{16=4} + 3,3564 \\ & X_{16=5} - 4,0051 X_{16=6} + 5,0869 X_{16=7} + 0,1732 X_{16=8} + \\ & 0,9591 X_{16=9}\end{aligned}$$

Tabel 4.43 menunjukkan nilai perbandingan $\hat{\beta}_0$ yang telah diakar pangkatkan 3, untuk membandingkan nilai IPS 1 dan IPS 2 jika tidak terdapat kenaikan pada variabel prediktor nilai mata uji yang tercantum dalam model regresi multivariat.

Tabel 4.43 Koefisien $\hat{\beta}_0^{1/3}$ Rumpun Ilmu		
Rumpun Ilmu	Variabel Respon	
	IPS 1	IPS 2
Ekonomi	1,9977	1,9829
Hewani	2,3588	2,1705
Kedokteran	2,0024	1,6659
Kesehatan	2,4059	2,2332
Pendidikan	2,3432	2,3247
Seni, Desain dan Media	2,3209	2,2342
Sosial Humaniora	2,3484	1,5593
Tanaman	2,4286	2,3443
Teknik	2,2440	1,9975
MIPA	2,2070	2,0611

Berdasarkan Tabel 4.43, terlihat bahwa nilai IPS 1 dan IPS 2 tertinggi yaitu pada peserta yang diterima di rumpun ilmu tanaman memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 tertinggi yaitu berturut-turut adalah 2,4286 dan 2,3443. Peserta dengan rumpun ilmu ekonomi memiliki nilai IPS 1 terendah yaitu 1,9977 dan peserta yang diterima pada rumpun ilmu sosial humaniora memiliki nilai IPS 2 terendah yaitu 1,5593.

Residual yang dihasilkan pada model regresi multivariat harus memiliki *matrix* varian kovarian homogen. Homogenitas residual diuji menggunakan statistik uji *Box's M*, dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_k,$$

$$H_1 : \Sigma_i \neq \Sigma_j \text{ untuk } i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, k$$

dengan taraf signifikansi ($\alpha = 0,05$), statistik uji *Box's M* ditunjukkan pada Tabel 4.44.

Tabel 4.44 Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut Rumpun Ilmu

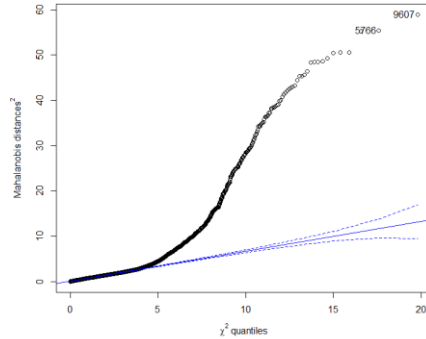
<i>Box's M</i>	<i>P-Value</i>
270,67	0,0000

Berdasarkan Tabel 4.44 nilai statistik uji *Box's M* yang merupakan pendekatan nilai distribusi *chi-square* menghasilkan nilai 270,67. Nilai $\chi^2 > \chi^2_{0,05;27}$ yaitu 40,11327 yang berarti pengujian asumsi residual menghasilkan keputusan tolak H_0 . Maka dapat disimpulkan bahwa persamaan regresi multivariat dengan menambahkan rumpun ilmu sebagai variabel *dummy* menghasilkan *matrix* varian kovarian residual yang tidak homogen.

Nilai kebaikan model yang dapat menjadi ukuran seberapa besar model yang didapatkan dapat menjelaskan variabel respon, dihitung berdasarkan nilai η^2_{Λ} . Pada analisis regresi multivariat dengan menambahkan rumpun ilmu sebagai variabel prediktor *dummy* menghasilkan nilai Λ yaitu sebesar 0,08483, yang berarti kebaikan model yang diperoleh (η^2_{Λ}) adalah 1-0,08483 yaitu 91,52%.

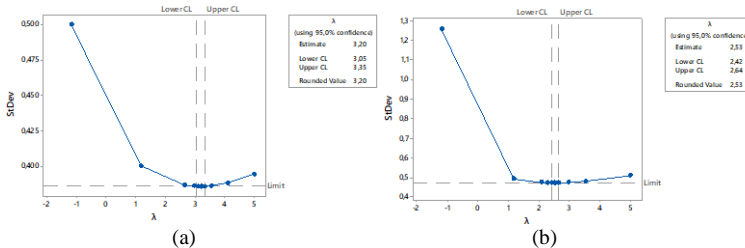
7. Regresi Multivariat Menurut Perguruan Tinggi Negeri Diterima (PTN-BH)

Pada regresi multivariat berdasarkan Perguruan Tinggi Negeri Diterima, peneliti melakukan filter data terlebih dahulu, yaitu dengan memfilter peserta yang diterima di Perguruan Tinggi Negeri Berbadan Hukum saja. Pengujian MANOVA *One-Way* dilakukan terlebih dahulu untuk menentukan apakah terdapat perbedaan dari peserta yang diterima di PTN satu dengan PTN lainnya terhadap nilai IPS 1 dan IPS 2. Hal yang dilakukan pertama kali pada pengujian MANOVA yaitu melihat apakah data yang digunakan telah memenuhi asumsi distribusi normal multivariat dan *matrix* varian kovarian homogen.



Gambar 4.18 *Q-Q Plot* MANOVA pada Data PTN-BH

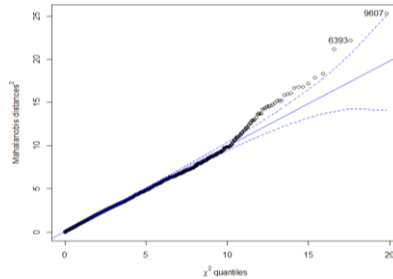
Gambar 4.18 menjelaskan bahwa asumsi distribusi normal multivariat tidak terpenuhi karena titik pengamatan yang sebagian besar tidak berada pada garis lurus. Hal tersebut juga dibuktikan dengan proporsi pada $d_{(j)}^2 \leq \chi_{(2),(0,5)}^2$ yaitu sebesar 63,44% yang melebihi $50 \pm 4\%$. Ketidaknormalan distribusi dapat diatasi dengan melakukan transformasi berdasarkan *box-cox transformation*.



Gambar 4.19 *Box-Cox Transformation* data PTN-BH

Berdasarkan Gambar 4.19, nilai *rounded value* pada masing-masing transformasi *box cox* berturut-turut yaitu 3,20 dan 2,53. Untuk menyeragamkan transformasi yang dipilih, peneliti memutuskan untuk menggunakan transformasi pangkat 3.

Setelah dilakukan transformasi pangkat 3, didapatkan proporsi $d_{(j)}^2$ dengan $\chi_{(2),(0,5)}^2$ yaitu 49,08%. Yang berarti bahwa residual yang dihasilkan setelah variabel respon ditransformasi pangkat 3 telah memenuhi asumsi residual berdistribusi normal multivariat. Hal tersebut juga dapat dibuktikan berdasarkan *Q-Q Plot* sebagai berikut.



Gambar 4.20 *Q-Q Plot* Setelah Tranformasi Data PTN-BH

Berdasarkan Gambar 4.20 dan proporsi $d_{(j)}^2$ dengan $\chi_{(2),(0,5)}^2$, dapat disimpulkan bahwa asumsi residual berdistribusi normal multivariat telah terpenuhi, dan dilanjutkan pada pengujian homogenitas menggunakan statistik uji *Box's M*.

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_k,$$

$$H_1 : \Sigma_i \neq \Sigma_j \text{ untuk } i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, k$$

dengan taraf signifikansi ($\alpha = 0,05$), statistik uji *Box's M* ditunjukkan pada Tabel 4.45.

Tabel 4.45 Pengujian Homogenitas Data Regresi Menuut PTN-BH

<i>Box's M</i>	<i>P-Value</i>
513,307	0,0000

Nilai *Box's M* yang dihasilkan yaitu 513,307, sedangkan nilai *chi-square* tabel yaitu $\chi_{0,05;24}^2$ yaitu 36,42. Pdaerah penolakan pada uji *Box's M* yaitu gagal tolak H_0 (*matrix* varian-kovarian bersifat homogen) jika $\chi^2 \leq \chi_{0,05;24}^2$ (7,815). Pengujian homogenitas menghasilkan bahwa statistik uji *box's M* menghasilkan nilai yang lebih besar dibandingkan *chi-square* tabel. Maka dapat disimpulkan bahwa asumsi homogenitas varian kovarian tidak terpenuhi. Tidak terpenuhinya asumsi homogenitas dapat diatasi dengan penggunaan statistik uji *Pillai's Trace* untuk menentukan apakah terdapat perbedaan antara satu PTN-BH dengan PTN-BH lainnya terhadap nilai IPS 1 dan IPS 2. Hipotesis pada uji *Pillai's Trace* adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \bar{\mu}_1 = \bar{\mu}_2 = \dots = \bar{\mu}_j \text{ (semua vektor rata-rata tiap grup adalah sama), } j = 1, 2, \dots, nl$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu pasang : } \bar{\mu}_i \neq \bar{\mu}_j$$

Tabel 4.46 Uji MANOVA *One-Way* Data PTN-BH

<i>Pillai's Trace</i>	F-Hitung	<i>P-Value</i>
0,1504	101	0,0000

Taraf signifikansi (α) yaitu 0,05 serta daerah penolakan yaitu tolak H_0 jika nilai $F > F_{0,05;16,19782}$ adalah 1,644025. F-Hitung pada Tabel 4.46 menghasilkan nilai yang lebih besar dari F tabel. Maka dapat disimpulkan bahwa terdapat perbedaan signifikan antara setiap PTN-BH terhadap nilai Indeks Prestasi Tahap Persiapan. Berdasarkan kesimpulan tersebut, maka analisis dilanjutkan pada pemodelan regresi linier multivariat dengan menambahkan variabel universitas sebagai variabel *dummy*.

Tabel 4.47 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut PTN-BH

Variabel Respon	\hat{Y}_1		\hat{Y}_2	
Parameter	Koefisien	P-Value	Koefisien	P-Value
$\hat{\beta}_0$	1,592000	0,0000	1,824000	0,0000
$\hat{\beta}_1$	0,000743	0,0000	0,000681	0,0000
$\hat{\beta}_2$	0,000496	0,0000	0,000365	0,0001
$\hat{\beta}_3$	0,000151	0,0251	0,000162	0,0722
$\hat{\beta}_4$	0,000273	0,0000	0,000266	0,0000
$\hat{\beta}_5$	0,000195	0,0000	0,000265	0,0000
$\hat{\beta}_6$	-0,000004	0,8772	-0,000144	0,0001
$\hat{\beta}_7$	0,000002	0,9610	-0,000059	0,2321
$\hat{\beta}_8$	-0,000003	0,9456	-0,000045	0,3946
$\hat{\beta}_9$	0,000415	0,0000	0,000424	0,0000
$\hat{\beta}_{10}$	0,000253	0,0000	0,000203	0,0001
$\hat{\beta}_{16=1}$	0,118900	0,0000	-0,018460	0,4295
$\hat{\beta}_{16=2}$	0,127900	0,0000	-0,045870	0,0797
$\hat{\beta}_{16=3}$	-0,031630	0,0587	-0,044710	0,0449
$\hat{\beta}_{16=4}$	-0,106700	0,0000	-0,120200	0,0000
$\hat{\beta}_{16=5}$	0,374500	0,0000	0,140200	0,0000
$\hat{\beta}_{16=6}$	0,108600	0,0000	0,126500	0,0000
$\hat{\beta}_{16=7}$	0,203400	0,0000	-0,137000	0,0000
$\hat{\beta}_{16=8}$	0,254200	0,0000	0,165700	0,0000

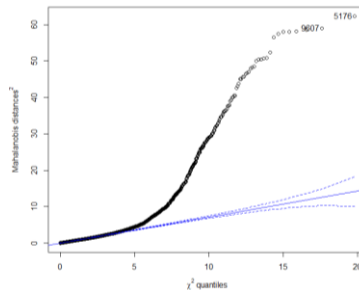
Sebelum melakukan langkah lebih jauh, yaitu uji serentak dan uji parsial, peneliti melakukan uji residual apakah sudah memenuhi asumsi distribusi normal multivariat dan *matrix* varian

kovarian yang homogen. Pengujian yang dilakukan pada residual hasil persamaan dilakukan dengan cara yang sama pada analisis regresi sebelumnya yaitu menggunakan uji *Box's M* untuk menguji *matrix* varian kovarian residual homogen, serta proporsi $d_{(j)}^2 \leq \chi_{(2),(0,5)}^2$ dan visualisasi *Q-Q Plot* untuk pengujian distribusi residual normal multivariat.

Tabel 4.48 Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut PTN-BH

<i>Box's M</i>	<i>P-Value</i>
1266	0,000

Nilai statistik uji χ^2 berdasarkan Tabel 4.48 bernilai 1266. Nilai $\chi^2 > \chi_{0,05;24}^2$ yaitu 36,41503 yang berarti keputusan yang diambil pada pengujian homogenitas *matrix* varian kovarian residual adalah tolak H_0 . Maka dapat disimpulkan bahwa persamaan regresi multivariat dengan variabel *dummy* adalah PTN-BH tidak dapat memenuhi asumsi residual homogen. Uji asumsi selanjutnya yaitu residual harus berdistribusi normal multivariat. Uji asumsi dilakukan menggunakan *Q-Q Plot* dan proporsi $d_{(j)}^2 \leq \chi_{(2),(0,5)}^2$.

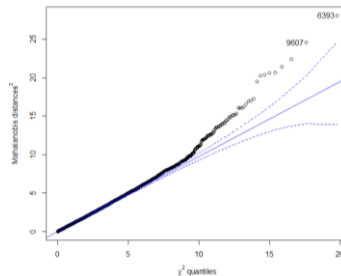


Gambar 4.21 *Q-Q Plot* Residual Regresi Menurut PTN-BH

Gambar 4.21 menunjukkan bahwa residual yang didapatkan pada persamaan regresi multivariat data PTN BH belum memenuhi asumsi residual normal multivariat. Visualisasi *Q-Q Plot* dibuktikan juga berdasarkan nilai proporsi antara $d_{(j)}^2$ dengan $\chi_{(2),(0,5)}^2$. Proporsi $d_{(j)}^2$ yang kurang lebih sama dengan $\chi_{(2),(0,5)}^2$ berjumlah 64%. Maka dapat disimpulkan kembali bahwa residual tidak dapat memenuhi asumsi normal multivariat.

Berdasarkan Gambar 4.19 yaitu transformasi *Box Cox* pada variabel respon IPS 1 dan IPS 2 pada data PTN-BH menghasilkan nilai *rounded value* berturut-turut yaitu 3,20 dan 2,53. Maka, peneliti memutuskan untuk menggunakan transformasi pangkat 3 pada variabel respon untuk dapat memenuhi asumsi distribusi normal multivariat.

Setelah dilakukan transformasi pangkat 3, didapatkan proporsi $d^2_{(j)}$ dengan $\chi^2_{(2),(0,5)}$ yaitu 50,82%. Yang berarti bahwa residual yang dihasilkan setelah variabel respon ditransformasi pangkat 3 telah memenuhi asumsi residual berdistribusi normal multivariat. Hal tersebut juga dapat dibuktikan berdasarkan *Q-Q Plot* sebagai berikut.



Gambar 4.22 *Q-Q Plot* Residual Regresi Menurut PTN-BH (Setelah Transformasi)

Gambar 4.22 menunjukkan bahwa sebagian besar plot yang terbentuk telah mengikuti garis lurus, yang berarti bahwa residual dari persamaan regresi telah memenuhi asumsi distribusi normal multivariat.

Tabel 4.49 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut PTN-BH (Setelah Transformasi)

Variabel Respon		\hat{Y}_1		\hat{Y}_2	
Parameter	Koefisien	<i>P-Value</i>	Koefisien	<i>P-Value</i>	
$\hat{\beta}_0$	-10,0100	0,0000	-1,9716	0,3564	
$\hat{\beta}_1$	0,0197	0,0000	0,0177	0,0000	
$\hat{\beta}_2$	0,0121	0,0000	0,0086	0,0001	
$\hat{\beta}_3$	0,0038	0,0496	0,0031	0,1552	

Tabel 4.49 Estimasi Parameter Model Regresi Menurut PTN-BH
(Setelah Transformasi) (Lanjutan)

Variabel Respon	\hat{Y}_1		\hat{Y}_2	
Parameter	Koefisien	P-Value	Koefisien	P-Value
$\hat{\beta}_4$	0,0083	0,0000	0,0071	0,0000
$\hat{\beta}_5$	0,0053	0,0000	0,0063	0,0000
$\hat{\beta}_6$	0,0003	0,7290	-0,0030	0,0008
$\hat{\beta}_7$	0,0007	0,5122	-0,0007	0,5696
$\hat{\beta}_8$	0,0001	0,9444	-0,0005	0,7117
$\hat{\beta}_9$	0,0130	0,0000	0,0120	0,0000
$\hat{\beta}_{10}$	0,0079	0,0000	0,0059	0,0000
$\hat{\beta}_{17=1}$	2,9420	0,0000	0,0255	0,9640
$\hat{\beta}_{17=2}$	2,9930	0,0000	-1,1422	0,0714
$\hat{\beta}_{17=3}$	-1,0980	0,0226	-0,3322	0,5381
$\hat{\beta}_{17=4}$	-3,8190	0,0000	-2,5707	0,0000
$\hat{\beta}_{17=5}$	11,0100	0,0000	5,7492	0,0000
$\hat{\beta}_{17=6}$	2,3610	0,0000	4,0252	0,0000
$\hat{\beta}_{17=7}$	5,1930	0,0000	-3,3386	0,0000
$\hat{\beta}_{17=8}$	6,6640	0,0000	5,4049	0,0000

Uji serentak dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat minimal 1 variabel prediktor pada model yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. uji serentak dilakukan dengan pendekatan nilai F dari *Wilks' Lambda*, dan hipotesisnya adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{21} = \dots = \beta_{r1} = \beta_{rm} = 0$$

$$H_1 : \text{minimal 1 } \beta_{rm} \neq 0$$

Tabel 4.50 Uji Serentak Regresi Multivariat dengan *Dummy* PTN-BH

<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Approx. F</i>	<i>P-Value</i>
0,083490	1409,929	0,00000

Taraf signifikansi (α) yang digunakan adalah 0,05 dengan Daerah penolakan pada hipotesis ini adalah tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05;38;19760} = 1,405448$. Berdasarkan statistik uji F pada Tabel 4.50 diketahui bahwa nilai F yaitu 1409,929 lebih besar dibandingkan $F_{0,05;38;19760} = 1,405448$ maka menghasilkan keputusan tolak H_0 , yang berarti bahwa minimal terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel

respon. Uji parsial dilakukan untuk melihat variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon, dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{rm} = 0,$$

$$H_1 : \beta_{rm} \neq 0,$$

$$(\alpha = 0,05)$$

Daerah penolakan pada pengujian parsial yaitu tolak H_0 yaitu jika $F \geq F_{0,05;2;19290}$ (2,996). Statistik uji pengujian parsial ditunjukkan pada Tabel 4.51.

Tabel 4.51 Uji Signifikasi Parameter Regresi Menurut PTN-BH

Variabel Prediktor	Wilks' Lambda	Approx. F	P-Value
X_1	0,98081	97	0,00000
X_2	0,98726	64	0,00000
X_3	0,99969	2	0,21139
X_4	0,96905	158	0,00000
X_5	0,99759	12	0,00001
X_6	0,99904	5	0,00875
X_7	0,99916	4	0,01549
X_8	0,99975	1	0,28566
X_9	0,97701	116	0,00000
X_{10}	0,99504	25	0,00000
X_{17}	0,83613	116	0,00000

Berdasarkan Tabel 4.51, diketahui bahwa variabel prediktor yang tidak mampu menolak H_0 adalah pada nilai figural dan nilai fisika, sedangkan pada variabel prediktor lainnya menghasilkan nilai statistik uji F yang mampu menolak H_0 yang berarti bahwa variabel prediktor lain selain figural dan nilai fisika berpengaruh signifikan terhadap variabel respon IPS 1 dan IPS 2. Pada variabel X_7 yang merupakan nilai mata uji matematika IPA, menghasilkan *p-value* sebesar 0,0155 yang lebih besar dibandingkan *p-value* lain dari variabel prediktor yang berpengaruh signifikan. Hal tersebut menunjukkan bahwa meskipun nilai matematika IPA berpengaruh signifikan, namun pengaruh yang diberikan tidak sebesar variabel prediktor lain. Hal tersebut sesuai dengan persamaan regresi sebelumnya, dimana variabel matematika IPA tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

Oleh sebab itu, variabel nilai figural dan fisika yang tidak signifikan, tidak dimasukkan ke dalam model regresi multivariat. Pada Tabel 4.49, hasil estimasi parameter $\hat{\beta}_6$ dan $\hat{\beta}_7$ pada model \hat{Y}_2^* menghasilkan nilai estimasi negatif. Maka, nilai estimasi parameter tersebut tidak dimasukkan ke dalam model seperti pada model regresi multivariat sebelumnya, sehingga model regresi multivariat dengan PTN-BH sebagai variabel *dummy* ditunjukkan pada persamaan sebagai berikut.

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1^* &= -8,2599 + 0,0202 X_1 + 0,0131 X_2 + 0,0085 X_4 \\ &\quad + 0,0053 X_5 + 0,0130 X_9 + 0,0080 X_{10} + 2,9957 X_{17=1} - \\ &\quad 2,9844 X_{17=2} - 1,1050 X_{17=3} - 3,7725 X_{17=4} + 10,9642 \\ &\quad X_{17=5} + 2,4426 X_{17=6} + 5,2137 X_{17=7} + 6,6655 X_{17=8} \\ \hat{Y}_2^* &= -2,1938 + 0,0180 X_1 + 0,0091 X_2 + 0,0069 X_4 \\ &\quad + 0,0056 X_5 + 0,0119 X_9 + 0,0055 X_{10} - 0,0900 X_{17=1} - \\ &\quad 1,1979 X_{17=2} - 0,2953 X_{17=3} - 2,6466 X_{17=4} + 5,8933 \\ &\quad X_{17=5} - 3,7831 X_{17=6} - 3,3543 X_{17=7} + 5,5462 X_{17=8}\end{aligned}$$

Berdasarkan persamaan di atas, koefisien pada $X_{17=5}$ yang merupakan Universitas Hasanuddin memiliki nilai terbesar dibandingkan dengan universitas lainnya. maka dapat disimpulkan bahwa peserta yang diterima di Universitas Hasanuddin memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan peserta yang diterima di PTN-BH lainnya.

Pemenuhan asumsi distribusi normal multivariat telah terpenuhi dengan melakukan transformasi pangkat 3, selanjutnya dilakukan uji residual apakah telah memenuhi asumsi homogenitas. Hipotesis yang digunakan pada uji *Box's M* adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_k,$$

$$H_1 : \Sigma_i \neq \Sigma_j \text{ untuk } i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, k$$

dengan taraf signifikansi ($\alpha = 0,05$), statistik uji *Box's M* ditunjukkan pada Tabel 4.52.

Tabel 4.52 Pengujian Residual Homogen Regresi Menurut PTN-BH

<i>Box's M</i>	<i>P-Value</i>
512,2	0,0000

Daerah kritis pada hipotesis uji homogenitas yaitu gagal tolak H_0 (*matrix* varian-kovarian bersifat homogen) jika $\chi^2 \leq \chi^2_{0,05;24}$ (36,415). Berdasarkan Tabel 4.52 diketahui bahwa nilai statistik uji *box's M* adalah 515,2 yang lebih besar dari 36,415 dan menghasilkan keputusan tolak H_0 . Maka dapat disimpulkan bahwa *matrix* residual varian kovarian dari regresi multivariat antara nilai IPS 1 dan IPS 2 dengan 10 mata uji serta variabel *dummy* PTN-BH tidak menghasilkan residual homogen.

Kebaikan model yang didapatkan pada persamaan regresi multivariat dengan menambahkan variabel jenis kelamin sebagai variabel *dummy* dihitung berdasarkan nilai $1 - \Lambda$, dengan perhitungan Λ adalah sebagai berikut.

$$\Lambda = \frac{\begin{vmatrix} 1323503.5 & 895640.9 \\ 895640.9 & 1661357.4 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 15594334.5 & 13900120.9 \\ 13900120.9 & 13620345.4 \end{vmatrix}} = 0,072791464$$

Sehingga, kebaikan model yang diperoleh dari pemodelan regresi multivariat dengan *dummy* PTN-BH adalah 92,72%. Hal tersebut memiliki arti bahwa model yang didapatkan dengan meregresikan nilai IPS 1 dan IPS 2 dengan 10 mata uji dan variabel *dummy* berupa jenis kelamin, dapat menjelaskan variabel respon sebesar 92,72% dan 7,28% lainnya dijelaskan oleh variabel lain di luar model. Nilai tersebut merupakan angka η^2_{Λ} yang merupakan hasil perhitungan dari $1 - \Lambda$, dengan nilai Λ adalah 0,07279.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis yang telah dilakukan, maka dapat ditarik beberapa kesimpulan, yaitu sebagai berikut.

1. Kemampuan peserta dalam seleksi ujian tulis, menunjukkan bahwa peserta laki-laki memiliki nilai rata-rata ujian yang lebih tinggi dibandingkan peserta perempuan. Peserta seleksi ujian tulis yang berasal dari SMA memiliki rata-rata ujian tulis paling tinggi dibandingkan dua jenis SLTA lainnya. Pada karakteristik status bidikmisi, peserta yang menerima beasiswa bidikmisi memiliki nilai rata-rata yang lebih rendah dibandingkan dengan peserta yang menerima beasiswa bidikmisi. Peserta dengan asal daerah Jawa dan Bali memiliki nilai rata-rata ujian tulis yang lebih tinggi dibandingkan peserta yang berasal dari daerah lainnya. Peserta seleksi ujian tulis yang diterima di rumpun ilmu kedokteran menghasilkan nilai rata-rata yang lebih tinggi dibandingkan dengan peserta yang diterima di rumpun lainnya. Berdasarkan data PTN-BH, peserta yang diterima di Universitas Indonesia memiliki nilai rata-rata ujian tulis yang lebih tinggi dibandingkan PTN-BH lainnya. Pemodelan regresi multivariat dengan menambahkan variabel *dummy* menghasilkan kesimpulan bahwa nilai IPS 1 dan IPS 2 pada peserta berjenis kelamin perempuan lebih tinggi dibandingkan peserta laki-laki. Peserta penerima beasiswa bidikmisi memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 yang lebih rendah dibandingkan dengan peserta yang tidak menerima beasiswa. Pada karakteristik jenis SLTA, didapatkan kesimpulan bahwa peserta yang berasal dari SMA memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan peserta yang berasal dari MA dan SMK. Peserta dengan asal daerah Sulawesi memiliki IPS 1 dan IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan 6 daerah asal lainnya. Peserta yang diterima di pilihan ketiga, memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan peserta yang diterima di pilihan pertama maupun kedua. Peserta yang diterima di jurusan

pada rumpun ilmu tanaman memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan 9 rumpun ilmu lainnya. Pada data PTN-BH, peserta yang diterima di Universitas Hasanuddin memiliki nilai IPS 1 dan IPS 2 yang lebih tinggi dibandingkan peserta yang diterima di 9 PTN-BH lainnya.

2. Model yang didapatkan pada analisis regresi multivariat tanpa menambahkan variabel *dummy* menghasilkan kesimpulan bahwa nilai mata uji yang berpengaruh signifikan terhadap keberhasilan studi peserta seleksi ujian tulis adalah nilai mata uji verbal, numerikal, matematika dasar, bahasa Indonesia, bahasa Inggris, fisika, kimia dan biologi, sedangkan pada nilai mata uji figural dan matematika IPA tidak berpengaruh signifikan terhadap IPS 1 dan IPS 2. Namun, pada nilai mata uji bahasa Inggris dan fisika menghasilkan hasil estimasi negatif, sehingga tidak dimasukkan ke dalam model. Model terbaik yang diperoleh adalah sebagai berikut.

$$\hat{Y}_1^* = 15,47538 + 0,01343 X_1 + 0,00739 X_2 + 0,00388 X_4 + 0,00212 X_5 + 0,00691 X_9 + 0,00302 X_{10}$$

$$\hat{Y}_2^* = 14,81655 + 0,01470 X_1 + 0,00405 X_2 + 0,00333 X_4 + 0,00276 X_5 + 0,00672 X_9 + 0,00201 X_{10}$$

Model yang diperoleh digunakan untuk menghitung \hat{Y}_1 dan \hat{Y}_2 sehingga diperoleh nilai *Mean Absolute Error* (MAE) pada data *testing* yaitu sebesar 0,3113 untuk \hat{Y}_1 dan 0,3826 untuk \hat{Y}_2 . Kebaikan model yang diperoleh dari persamaan regresi multivariat adalah 91%. Pada persamaan regresi multivariat dengan variabel *dummy* jenis kelamin, status bidikmisi, pilihan diterima, jenis SLTA, asal daerah dan rumpun ilmu menghasilkan hasil kesimpulan yaitu variabel nilai mata uji yang berpengaruh signifikan terhadap Indeks Prestasi Tahap Persiapan adalah nilai mata uji verbal, numerikal, matematika dasar, bahasa Indonesia, bahasa Inggris, fisika, kimia dan biologi. Sedangkan variabel yang tidak berpengaruh signifikan adalah nilai mata uji figural dan matematika IPA. Analisis regresi multivariat menurut PTN-BH menunjukkan bahwa nilai mata uji fisika dan

matematika IPA merupakan nilai mata uji yang paling tidak berpengaruh terhadap nilai IPS 1 dan IPS 2.

5.2 Saran

Berdasarkan hasil analisis yang telah dilakukan, saran yang dapat direkomendasikan adalah pada sistem seleksi ujian tulis berikutnya dapat mempertimbangkan jumlah mata uji yang akan diujikan. Nilai mata uji matematika IPA adalah 1 dari 10 mata uji seleksi ujian tulis yang tidak berpengaruh signifikan terhadap keberhasilan studi peserta di semua persamaan regresi multivariat yang diperoleh. Pada penelitian selanjutnya, disarankan untuk melakukan pemodelan regresi berdasarkan jurusan diterimanya peserta seleksi ujian tulis untuk mencegah terjadinya heterogenitas data yang tinggi serta supaya dapat menghasilkan kesimpulan yang lebih akurat.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR PUSTAKA

- Antari, I. S. (2016). *Pemodelan Indeks Prestasi Kumulatif Tahap Persiapan Mahasiswa ITS Jalur Seleksi Nasional Masuk Perguruan Tinggi Negeri Menggunakan Pendekatan Regresi Kuantil*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Cahyantoro, A. D. (2016). *Pemodelan Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Indeks Prestasi Tahap Persiapan Menggunakan Regresi Multivariat*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Dillon, W. R., & Goldstein, M. (1984). *Multivariate Analysis: Methods and Applications*. New York: John Wiley & Sons.
- Draper, N., & Smith, H. (1966). *Applied Regression Analysis*. New York: Literaturangaben.
- Hakam, M., Sudarno, & A. Hoyyi. (2015). *Analisis Jalur Masuk Terhadap Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Indeks Prestasi Kumulatif (IPK) Mahasiswa Statistika UNDIP*. Semarang: Universitas Diponegoro.
- Helwig, N. E. (2017). *Multivariate Linear Regression*. Minnesota: University of Minnesota.
- ITS. (2014). *Peraturan Akademik ITS*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Johnson, R. A., & Wichern, D. W. (2007). *Applied Multivariate Statistikal Analysis*. United States of America: Pearson Education, Inc.
- Khattree, R., & Dayanand N. Naik. (2000). *Multivariate Data Reduction and Discrimination*. North Carolina: John Wiley & Sons, Inc.
- Marlik. (2009). *Pemilihan Model pada Regresi Multivariat dengan Menggunakan AIC dan AICc*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Marrison, D. F. (2005). *Multivariate Statistikal Methods* (4th ed.). Pennsylvania: School University of Pennsylvania.

- Montgomery, D. C. (2001). *Design and Analysis of Experiments, 5th edition*. United States of America: John Wiley & Sons, Inc.
- Morrison, D. (2005). *Multivariate Statistikal Methods, 4th edition*. Pennsylvania: The Wharton School University of Pennsylvania.
- Pratiwi, L. D. (2015). *Klasifikasi Nilai Peminat SBMPTN ITS dengan Pendekatan Classification and Regression Trees (CART)*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Rencher, A. C. (2002). *Methods of Multivariate Analysis*. Canada: John Wiley & Sons.
- Rinjani, V. (2016). *Komparasi Prestasi Akademik Mahasiswa Berdasarkan Jalur Masuk, Jenis Kelamin, dan Karakteristik Sekolah dengan Multivariate Analysis of Variance*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- SBMPTN. (2018). *Informasi Umum*. Diakses pada 2 Oktober 2018, dari <https://sbmptn.ac.id/>
- Solimum, Fernandes, A. A., & Nurjannah. (2017). *Metode Statistika Multivariat*. Malang: UB Press.
- Sudjana. (1992). *Teknik Analisis Regresi dan Korelasi*. Bandung: Tarsito.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon.
- Debora, Yantina. (2018). *Seleksi Masuk PTN, Siswa Lebih Pilih SBMPTN Ketimbang SNMPTN*. Diakses pada 2 Oktober 2018, dari <https://tirto.id/seleksi-masuk-ptn-siswa-lebih-pilih-sbmptn-ketimbang-snmptn-cFTj>
- Walpole, R. E. (1995). *Pengantar Statistika (Terjemahan)* (3 ed.). Jakarta: PT. Gramedia Pustaka Utama.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Penelitian

n _i	Y ₁	Y ₂	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉	X ₁₀
1	2.77	2.42	508.33	534.33	517.63	729.11	523.36	594.43	629.94	448.08	560.85	513.32
2	3.38	3.33	464.42	485.29	566.90	455.61	551.01	427.52	426.67	471.57	621.53	460.94
3	3.08	3.32	472.71	321.44	427.43	548.61	321.49	465.84	640.22	495.88	385.21	513.32
4	2.78	3.39	468.39	574.13	546.55	1073.43	625.42	500.77	713.78	513.12	697.75	502.42
5	2.98	3.36	635.85	460.78	449.45	451.53	529.13	485.72	481.88	606.01	352.83	573.41
6	3	2.9	616.23	643.34	525.69	468.41	391.39	464.67	662.41	432.77	668.74	592.99
7	3.3	3.33	647.90	547.77	693.85	412.38	613.72	436.51	502.09	448.38	493.10	453.30
8	3.61	3.5	600.83	415.32	467.24	442.73	618.61	497.20	582.09	574.53	418.31	477.28
9	3.2	2.77	532.62	409.49	396.06	442.73	415.82	539.01	482.18	557.37	574.11	640.71
10	2.6	1.95	472.71	340.22	592.79	497.04	523.36	508.71	588.82	511.81	350.08	513.32
11	2.71	2.85	498.52	502.78	396.06	429.86	415.82	552.94	393.37	574.53	458.95	460.94
12	3.34	3.5	454.91	459.19	449.98	445.47	711.77	451.56	414.07	448.08	497.62	463.35
...
...
...
...
...
...
28950	2.75	0.48	705.35	436.76	555.00	587.60	629.22	501.39	669.06	614.97	523.83	630.66
28951	3.58	3.89	488.45	531.97	421.57	634.86	713.65	571.46	723.10	552.30	557.48	388.48
28952	3.64	3.75	571.87	609.32	608.37	628.11	769.94	515.40	582.60	646.31	550.75	544.17
28953	2.74	3.11	573.61	586.03	427.08	705.24	518.03	618.77	564.44	708.24	485.89	489.61
28954	3.75	3.81	599.70	514.68	510.94	634.98	554.99	543.59	677.36	503.98	479.63	703.98
28955	2.75	2.08	457.04	572.45	495.10	636.48	465.93	489.23	613.41	375.48	669.02	649.43

Lampiran 1. Data Penelitian (Lanjutan)

n _i	X ₁₁	X ₁₂	X ₁₃	X ₁₄	X ₁₅	X ₁₆	X ₁₇
1	p	0	SMA	Sumatera	2	Ilmu Teknik	Universitas Syiah Kuala
2	p	0	SMA	Sumatera	3	Ilmu MIPA	Universitas Islam Negeri Ar-Raniry
3	l	0	SMA	Sumatera	3	Ilmu Pendidikan	Universitas Islam Negeri Ar-Raniry
4	p	0	SMA	Sumatera	3	Ilmu Teknik	Universitas Syiah Kuala
5	p	1	SMA	Sumatera	3	Ilmu Hewani	Universitas Syiah Kuala
6	p	0	SMA	Sumatera	3	Ilmu Kesehatan	Universitas Syiah Kuala
7	l	0	SMA	Sumatera	3	Ilmu Pendidikan	Universitas Islam Negeri Ar-Raniry
8	p	0	SMA	Sumatera	3	Ilmu MIPA	Universitas Islam Negeri Ar-Raniry
9	p	0	MA	Sumatera	3	Ilmu Teknik	Universitas Islam Negeri Ar-Raniry
10	l	0	MA	Sumatera	3	Ilmu MIPA	Universitas Islam Negeri Ar-Raniry
11	l	1	SMK	Sumatera	2	Ilmu Teknik	Universitas Malikussaleh
12	l	0	SMK	Sumatera	3	Ilmu Pendidikan	Universitas Islam Negeri Ar-Raniry
...
...
...
...
...
28950	p	0	MA	Papua&Kepulauan Maluku	1	Ilmu Pendidikan	Universitas Negeri Yogyakarta
28951	l	0	SMA	Papua&Kepulauan Maluku	1	Ilmu Teknik	Universitas Sam Ratulangi
28952	l	0	SMA	Papua&Kepulauan Maluku	1	Ilmu Kesehatan	Universitas Hasanuddin
28953	p	0	MA	Papua&Kepulauan Maluku	1	Ilmu MIPA	Universitas Jenderal Soedirman
28954	p	0	SMA	Papua&Kepulauan Maluku	2	Ilmu Kesehatan	Universitas Hasanuddin
28955	l	0	SMA	Papua&Kepulauan Maluku	1	Ilmu Teknik	Universitas Sam Ratulangi

Lampiran 2. Syntax Visualisasi Data dan VIF

```
#BOXPLOT
library(ggplot2)
theme_set(theme_bw())
#readdata
data=read.csv("D:/DATA.csv", sep=";", header=TRUE)

#boxplot rata-rata nilai mata uji
my_xlab <- paste(levels(data$jk),
"\n(N=", table(data$jk), ")", sep="")
ggplot(data, aes(x=jk, y=saintek, fill=jk)) +
theme(legend.position="none")+scale_x_discrete(labels=
my_xlab)+ geom_boxplot(varwidth=TRUE, alpha=0.3)

#boxplot IP
visual=read.csv("D:/visual.csv", sep=";", header=TRUE)
#merupakan data dengan menggabungkan nilai IP
my_xlab<-paste(levels(visual$KAMPUS2),
"\n(N=", table(visual$KAMPUS2), ")", sep="")
ggplot(visual, aes(x=GRUPIP, y=IP, fill=KAMPUS2)) +
theme(axis.text.x = element_text(angle = 60, hjust = 1))
+ geom_boxplot()

#CORRELOGRAM
#readdata
korelasi=read.csv("D:/kor.csv", sep=";", header=TRUE)
#merupakan data berisi variabel kategorik saja
library(corrplot)
library(RColorBrewer)
M<- cor(korelasi)
corrplot(M, method="color", col=col(100),
type="lower", order="hclust", number.cex = .7,
addCoef.col = "black",
tl.col="black", tl.srt=45,
diag=FALSE)

#vif
library(car)
car::vif(lm(formula =ips1 ~ nf_verbal + nf_numerical +
nf_figural +nf_matdas+ nf_bind + nf_bing + nf_matipa +
nf_fis+ nf_kim + nf_bio ,data = DATA))

car::vif(lm(formula =ips2 ~ nf_verbal + nf_numerical +
nf_figural + nf_matdas + nf_bind + nf_bing + nf_matipa
+ nf_fis+ nf_kim + nf_bio, data = DATA))
```

Lampiran 3. *Syntax* Regresi Multivariat

```
DATA=read.csv("D:/kuliah/TA      bismillah      lulus
119/SETELAH      SIDANG/datatraining.csv",      sep=";",
header=TRUE)

#Data Testing dan Training
library(rminer)
H=holdout(DATA$Number,ratio=2/3,mode="stratified")
a=table(DATA[H$tr,]$Number)
b=table(DATA[H$ts,]$Number)
write.csv(a, "D:/training.csv")
write.csv(b, "D:/testing.csv")

#dependensi
bartlett.test(y, grup) #y adalah kolom IPS1 dan IPS2,
grup adalah keterangan IPS1 atau IPS2

#regresi multivariat
model=lm(formula = cbind(ips1,ips2) ~ nf_verbal +
nf_numerical + nf_figural +nf_matdas + nf_bind +
nf_bing + nf_matipa + nf_fis + nf_kim + nf_bio, data
= DATA)
summary(model)
#transformasi
modeltransformasi =lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3)
~ nf_verbal + nf_numerical + nf_figural +nf_matdas
+ nf_bind + nf_bing + nf_matipa + nf_fis+ nf_kim +
nf_bio, data = DATA)
summary(model)

#regresi dengan dummy variabel jenis kelamin (sama
untuk semua variabel dummy)
modeljeniskelamin=lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3)
~ nf_verbal + nf_numerical + nf_figural +nf_matdas
+ nf_bind + nf_bing + nf_matipa + nf_fis+ nf_kim
+ nf_bio +jk, data = DATA)
summary(model)

#uji serentak
library(car)
serentak<-linearHypothesis(model,hypothesis.matrix
= c("(Intercept)=0","nf_matdas=0", "nf_figural=0",
"nf_numerical=0","nf_bing=0",
"nf_bio=0", "nf_kim=0", "nf_bind=0",
"nf_fis=0", "nf_verbal=0", "nf_matipa=0"))
```


Lampiran 3. Syntax Regresi Multivariat (Lanjutan)

```

#uji parsial
anova(model, test = "Wilks")

#ujihomogenitas
library(biotools)
residual=residuals(model)
boxM(residual, group)

#ujinormalmultivariat
multinorm.test<-function(x)
{
  x<-as.data.frame(x)
  mu<-colMeans(x)
  S<-cov(x)
  invS<-solve(S)
  d<-matrix(rep(0,nrow(x)),nrow(x),1)
  eval<-matrix(rep(0,nrow(x)),nrow(x),1)
  q<-qchisq(0.5,ncol(x))
  for (i in 1:nrow(x))
  {
    d[i]<-as.numeric(x[i,]-mu) %*% (invS) %*%
as.numeric(t(x[i,]-mu))
    ifelse (d[i]<=q, eval[i]<-1, eval[i]<-0)
  }
  prop <- sum(eval)/nrow(x)
  result<- list(distance=d, chisquared=q,
proportion=prop)
  return (result)
}
multinorm.test(residual)

#qqplot
y=residuals(model)
mqqnrm <- function(y,main="Multi-normal Q-Q Plot")
{
  if (!is.matrix(y)) {y <- as.matrix(y)}
  distances <- mahalanobis(y,colMeans(y),cov(y))

  car::qqPlot(distances,distribution="chisq",df=mean(d
instances),lwd=1,grid=FALSE,
main=main,xlab=expression(chi^2 * " quantiles"),
ylab=expression("Mahalanobis distances ^2))
}
y=data.frame(DATA$ips13, DATA$ips23)
mqqnrm(y, main="Q-Q Plot")

```

Lampiran 3. Syntax Regresi Multivariat (Lanjutan)

```

#modelterbaik
modelterbaik =lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3) ~
nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas + nf_bind +
nf_kim + nf_bio, data = DATA)
summary(model)

#model dummy terbaik (sama untuk semua variabel
dummy)
modelterbaikdummy =lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3)
~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas + nf_bind +
nf_kim + nf_bio +jk, data = DATA)
summary(model)

#kebaikan model
kebaikanmodel<-
linearHypothesis(modelterbaik,hypothesis.matrix =
c("(Intercept)=0","nf_matdas=0","nf_numerical=0",
"nf_bio=0", "nf_kim=0", "nf_bind=0",
"nf_verbal=0"))

#kebaikan model dummy (sama untuk semua variabel
dummy)
kebaikanmodel<-
linearHypothesis(modelterbaikdummy,hypothesis.matri
x=c("(Intercept)=0","nf_matdas=0","nf_numerical=0",
"nf_bio=0", "nf_kim=0", "nf_bind=0", "jkg=0",
"nf_verbal=0"))

```

Lampiran 4. Syntax MANOVA One-Way

```

modeljk = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~jk
,data = DATA)
anova(modeljk)

modelbm = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~
BIDIK_MISI ,data = DATA)
anova(modelbm)

modelterima = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~
terimake ,data = DATA)
anova(modelterima)

modelslta = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~
jenislsta ,data = DATA)
anova(modelslta)

modelasal = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~
ASAL_DAERAH ,data = DATA)
anova(modelasal)

modelrumpun = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~
RUMPUN ,data = DATA)
anova(modelrumpun)

serentakslta <- linearHypothesis(modelslta,
hypothesis.matrix =
c("jenislstaSMA=0","jenislstaSMK=0"))

serentakasal <- linearHypothesis(modelasal,
hypothesis.matrix =
c("ASAL_DAERAHKalimantan=0","ASAL_DAERAHLuar
Negeri=0","ASAL_DAERAHNusa
Tenggara=0","ASAL_DAERHPapua dan Kepulauan
Maluku=0","ASAL_DAERAHSumatera
=0"))

serentakrumpun <- linearHypothesis(modelrumpun,
hypothesis.matrix = c("RUMPUNILMU
HEWANI=0","RUMPUNILMU KEDOKTERAN=0","RUMPUNILMU
KESEHATAN=0","RUMPUNILMU PENDIDIKAN=0","RUMPUNILMU
SENI, DESAIN DAN MEDIA=0", "RUMPUNILMU SOSIAL
HUMANIORA=0", "RUMPUNILMU TANAMAN=0","RUMPUNILMU
TEKNIK=0","RUMPUNMATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
(MIPA)=0"))

```

Lampiran 5. Output Syntax Regresi Multivariat

```

> bartlett.test(DATA$Ipgrup, DATA$grupIP)

      Bartlett test of homogeneity of variances

data: DATA$Ipgrup and DATA$grupIP
Bartlett's K-squared = 1283.4, df = 1, p-value < 2.2e-16

> summary(model)
Response ips1 :

Call:
lm(formula = ips1 ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_figural + nf_matdas + nf_bind + nf_bing + nf_matipa + nf_fis + nf_kim + nf_bio, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-3.2132 -0.2103  0.0584  0.2869  0.9089

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  2.595e+00  3.346e-02  77.545 < 2e-16 ***
nf_verbal    5.386e-04  4.537e-05  11.870 < 2e-16 ***
nf_numerical 3.311e-04  4.407e-05   7.512 6.07e-14 ***
nf_figural   -6.088e-05  4.433e-05  -1.373  0.1696
nf_matdas    1.717e-04  2.522e-05   6.809 1.01e-11 ***
nf_bind      1.430e-04  3.189e-05   4.484 7.38e-06 ***
nf_bing      -1.497e-04  2.379e-05  -6.293 3.18e-10 ***
nf_matipa    -6.463e-05  3.064e-05  -2.110  0.0349 *
nf_fis       -1.375e-04  2.977e-05  -4.617 3.91e-06 ***
nf_kim       2.380e-04  2.676e-05   8.894 < 2e-16 ***
nf_bio       1.398e-04  2.956e-05   4.731 2.25e-06 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.4192 on 19292 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.05036, Adjusted R-squared:  0.04987
F-statistik: 102.3 on 10 and 19292 DF,
p-value: < 2.2e-16

```

Lampiran 5. Output Syntax Regresi Multivariat (Lanjutan)

```

Response ips2 :
Call:
lm(formula = ips2 ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_figural + nf_matdas
+ nf_bind + nf_bing + nf_matipa + nf_fis + nf_kim + nf_bio,
    data = DATA)
Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-3.1935 -0.2261  0.1020  0.3580  1.0518

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  2.496e+00  4.373e-02  57.070 < 2e-16 ***
nf_verbal    6.750e-04  5.930e-05  11.383 < 2e-16 ***
nf_numerical  2.310e-04  5.760e-05   4.011 6.07e-05 ***
nf_figural   -8.193e-05  5.793e-05  -1.414  0.15729
nf_matdas    1.869e-04  3.295e-05   5.672 1.43e-08 ***
nf_bind      2.186e-04  4.167e-05   5.246 1.57e-07 ***
nf_bing      -2.456e-04  3.110e-05  -7.900 2.94e-15 ***
nf_matipa    -6.779e-05  4.004e-05  -1.693  0.09044 .
nf_fis       -1.830e-04  3.891e-05  -4.702 2.60e-06 ***
nf_kim        2.686e-04  3.497e-05   7.681 1.65e-14 ***
nf_bio       1.232e-04  3.863e-05   3.188  0.00143 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.5479 on 19292 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.03439,    Adjusted R-squared:  0.03389
F-statistik: 68.71 on 10 and 19292 DF,  p-value: < 2.2e-16

> serentak

Sum of squares and products for the hypothesis:

      ips1      ips2
ips1 208767.4 201673.7
ips2 201673.7 194828.0

Sum of squares and products for error:

      ips1      ips2
ips1 3390.698 2616.042
ips2 2616.042 5790.951

Multivariate Tests:

              Df test stat  approx F num Df den Df      Pr(>F)
Pillai        11   0.98631   1706.45    22  38584 < 2.22e-16 ***
Wilks         11   0.01544  12361.21    22  38582 < 2.22e-16 ***
Hotelling-Lawley 11  63.66561  55823.17    22  38580 < 2.22e-16 ***
Roy           11  63.66383 111654.79    11  19292 < 2.22e-16 ***
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Lampiran 5. Output Syntax Regresi Multivariat (Lanjutan)

```

> anova(model, test = "Wilks")
Analysis of Variance Table

              Df    Wilks approx F num Df den Df    Pr(>F)
(Intercept)    1 0.01548    613524      2  19291 < 2.2e-16 ***
nf_verbal       1 0.96720      327      2  19291 < 2.2e-16 ***
nf_numerical    1 0.99203       78      2  19291 < 2.2e-16 ***
nf_figural      1 0.99994        1      2  19291    0.5529
nf_matdas       1 0.99518       47      2  19291 < 2.2e-16 ***
nf_bind         1 0.99875       12      2  19291 5.593e-06 ***
nf_bing         1 0.99711       28      2  19291 7.765e-13 ***
nf_matipa       1 0.99990        1      2  19291    0.3734
nf_fis          1 0.99899       10      2  19291 5.954e-05 ***
nf_kim          1 0.99495       49      2  19291 < 2.2e-16 ***
nf_bio         1 0.99883       11      2  19291 1.233e-05 ***
Residuals      19292
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

> summary(modeltransformasi)
Response ips1^3 :
Call:
lm(formula = `ips1^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_figural +
    nf_matdas + nf_bind + nf_bing + nf_matipa + nf_fis + nf_kim
    + nf_bio, data = DATA)

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  18.7355953   0.9571285   19.575 < 2e-16 ***
nf_verbal     0.0144634   0.0012978   11.145 < 2e-16 ***
nf_numerical  0.0088890   0.0012606    7.052 1.83e-12 ***
nf_figural   -0.0027374   0.0012678   -2.159 0.030856 *
nf_matdas     0.0054583   0.0007212    7.568 3.96e-14 ***
nf_bind       0.0033206   0.0009120    3.641 0.000272 ***
nf_bing      -0.0042814   0.0006806   -6.291 3.22e-10 ***
nf_matipa    -0.0019699   0.0008763   -2.248 0.024583 *
nf_fis       -0.0040033   0.0008516   -4.701 2.61e-06 ***
nf_kim        0.0077428   0.0007654   10.116 < 2e-16 ***
nf_bio        0.0037488   0.0008455    4.434 9.30e-06 ***
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 11.99 on 19292 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.04882, Adjusted R-squared:  0.04833
F-statistik: 99.02 on 10 and 19292 DF, p-value: < 2.2e-16

```

Lampiran 5. Output Syntax Regresi Multivariat (Lanjutan)

```

Response ips2^3 :

Call:
lm(formula = `ips2^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_figural +
    nf_matdas + nf_bind + nf_bing + nf_matipa + nf_fis + nf_kim
    + nf_bio, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-40.945  -8.891   0.657   9.529  34.927

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  18.3651898   1.0630339   17.276 < 2e-16 ***
nf_verbal     0.0160331   0.0014414   11.123 < 2e-16 ***
nf_numerical  0.0058237   0.0014001    4.160 3.20e-05 ***
nf_figural   -0.0030745   0.0014081   -2.183 0.02902 *
nf_matdas     0.0050473   0.0008011    6.301 3.03e-10 ***
nf_bind       0.0044825   0.0010129    4.425 9.68e-06 ***
nf_bing      -0.0061224   0.0007559   -8.100 5.83e-16 ***
nf_matipa    -0.0015061   0.0009732   -1.548 0.12176
nf_fis       -0.0044206   0.0009459   -4.674 2.98e-06 ***
nf_kim        0.0076747   0.0008501    9.028 < 2e-16 ***
nf_bio        0.0029763   0.0009390    3.170 0.00153 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 13.32 on 19292 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.03602,    Adjusted R-squared:  0.03552
F-statistik: 72.08 on 10 and 19292 DF,  p-value: < 2.2e-16

> anova(modeltransformasi, test = "Wilks")
Analysis of Variance Table

              Df    Wilks approx F num Df den Df      Pr(>F)
(Intercept)    1 0.08786   100134      2  19291 < 2.2e-16 ***
nf_verbal       1 0.97046      294      2  19291 < 2.2e-16 ***
nf_numerical    1 0.99241       74      2  19291 < 2.2e-16 ***
nf_figural      1 0.99981        2      2  19291 0.1618884
nf_matdas       1 0.99383       60      2  19291 < 2.2e-16 ***
nf_bind         1 0.99918        8      2  19291 0.0003499 ***
nf_bing         1 0.99709       28      2  19291 6.217e-13 ***
nf_matipa       1 0.99990        1      2  19291 0.3969967
nf_fis          1 0.99904        9      2  19291 9.907e-05 ***
nf_kim          1 0.99356       63      2  19291 < 2.2e-16 ***
nf_bio          1 0.99897       10      2  19291 4.706e-05 ***
Residuals    19292
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Lampiran 5. Output Syntax Regresi Multivariat (Lanjutan)

```

> model=lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3) ~ nf_verbal + n
f_numerical + nf_figural + nf_matdas+ nf_bind +
+           nf_bing + nf_fis + nf_kim + nf_bio,
+           data = DATA)
> summary(model)
Response ips1^3 :

Call:
lm(formula = `ips1^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_fig
ural +
    nf_matdas + nf_bind + nf_bing + nf_fis + nf_kim + nf_
bio,
    data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-40.299  -7.977   0.317   8.535  31.984

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  18.1598195   0.9223209   19.689 < 2e-16 ***
nf_verbal     0.0144894   0.0012979   11.164 < 2e-16 ***
nf_numerical  0.0087421   0.0012590    6.944 3.94e-12 ***
nf_figural   -0.0027212   0.0012679   -2.146 0.031874 *
nf_matdas     0.0049987   0.0006917    7.226 5.15e-13 ***
nf_bind       0.0033631   0.0009119    3.688 0.000227 ***
nf_bing      -0.0042958   0.0006806   -6.312 2.82e-10 ***
nf_fis       -0.0041428   0.0008495   -4.877 1.09e-06 ***
nf_kim        0.0075589   0.0007611    9.931 < 2e-16 ***
nf_bio        0.0037228   0.0008455    4.403 1.07e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
' ' 1

Residual standard error: 11.99 on 19293 degrees of freedo
m
(19303 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.04857, Adjusted R-squared:  0.04813
F-statistic: 109.4 on 9 and 19293 DF,  p-value: < 2.2e-16

```


Lampiran 5. Output Syntax Regresi Multivariat (Lanjutan)

Response ips2^3 :

Call:

```
lm(formula = `ips2^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_figural +
    nf_matdas + nf_bind + nf_bing + nf_fis + nf_kim + nf_bio,
    data = DATA)
```

Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-40.970	-8.882	0.661	9.505	35.291

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	17.9249844	1.0243043	17.500	< 2e-16 ***
nf_verbal	0.0160531	0.0014414	11.137	< 2e-16 ***
nf_numerical	0.0057113	0.0013982	4.085	4.43e-05 ***
nf_figural	-0.0030622	0.0014081	-2.175	0.02967 *
nf_matdas	0.0046959	0.0007682	6.113	9.99e-10 ***
nf_bind	0.0045150	0.0010127	4.458	8.31e-06 ***
nf_bing	-0.0061333	0.0007559	-8.114	5.17e-16 ***
nf_fis	-0.0045272	0.0009434	-4.799	1.61e-06 ***
nf_kim	0.0075341	0.0008453	8.913	< 2e-16 ***
nf_bio	0.0029564	0.0009389	3.149	0.00164 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 13.32 on 19293 degrees of freedom

(19303 observations deleted due to missingness)

Multiple R-squared: 0.0359, Adjusted R-squared: 0.03545
F-statistic: 79.81 on 9 and 19293 DF, p-value: < 2.2e-16

Lampiran 5. Output Syntax Regresi Multivariat (Lanjutan)

```
> summary(modelterbaik)
Response ips1^3 :

Call:
lm(formula = `ips1^3` ~ nf_verbal + nf_numerical +
  nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-41.158  -8.042   0.338   8.556  31.891

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.548e+01  8.156e-01  18.975  < 2e-16 ***
nf_verbal    1.342e-02  1.256e-03  10.690  < 2e-16 ***
nf_numerical  7.389e-03  1.203e-03   6.144 8.21e-10 ***
nf_matdas    3.880e-03  6.765e-04   5.736 9.84e-09 ***
nf_bind      2.116e-03  8.943e-04   2.366  0.01800 *
nf_kim       6.913e-03  7.584e-04   9.115  < 2e-16 ***
nf_bio       3.024e-03  8.421e-04   3.591  0.00033 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 12.01 on 19296 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.045, Adjusted R-squared:  0.0447
F-statistik: 151.5 on 6 and 19296 DF,
p-value: < 2.2e-16
Response ips2^3 :

Call:
lm(formula = `ips2^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas
  +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-40.006  -8.910   0.718   9.574  33.622

Coefficients:
```

Lampiran 5. Output Syntax Regresi Multivariat (Lanjutan)

```

                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    1.482e+01  9.063e-01  16.348 < 2e-16 ***
nf_verbal      1.470e-02  1.396e-03  10.530 < 2e-16 ***
nf_numerical   4.054e-03  1.337e-03   3.033 0.00242 **
nf_matdas      3.334e-03  7.518e-04  4.435 9.27e-06 ***
nf_bind        2.764e-03  9.939e-04  2.781 0.00543 **
nf_kim         6.723e-03  8.429e-04  7.976 1.60e-15 ***
nf_bio         2.007e-03  9.359e-04  2.145 0.03197 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 13.35 on 19296 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.03095,          Adjusted R-squared:  0.03065
F-statistik: 102.7 on 6 and 19296 DF,  p-value: < 2.2e-16

> kebaikan
Sum of squares and products for the hypothesis:
      [,1]      [,2]
[1,] 26888897 25019504
[2,] 25019504 23281296
Sum of squares and products for error:
      [,1]      [,2]
[1,] 2785044 1929116
[2,] 1929116 3439698
Multivariate Tests:
                Df test stat approx F num Df den Df      Pr(>F)
Pillai          7  0.912648  2313.676    14 38592 < 2.22e-16 ***
Wilks           7  0.087844  6543.749    14 38590 < 2.22e-16 ***
Hotelling-Lawley 7 10.378245 14302.705    14 38588 < 2.22e-16 ***
Roy             7 10.377706 28606.887     7 19296 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
#residual homogen
> boxM(a, error$grup) #a data frame berupa residual 1 dan 2

Box's M-test for Homogeneity of Covariance Matrices

data: a
Chi-Sq (approx.) = 57.327, df = 3, p-value = 2.188e-12

```

Lampiran 6. Output Syntax MANOVA One-Way

```
> modeljk = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~jk ,data =
DATA)
> anova(modeljk)
Analysis of Variance Table

              Df  Pillai approx F num Df den Df      Pr(>F)
(Intercept)    1  0.91105     98834      2  19300 < 2.2e-16 ***
jk              1  0.04707       477      2  19300 < 2.2e-16 ***
Residuals    19301
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> modeljk = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~jk ,data =
DATA)
> anova(modeljk)
Analysis of Variance Table

              Df  Pillai approx F num Df den Df      Pr(>F)
(Intercept)    1  0.91105     98834      2  19300 < 2.2e-16 ***
jk              1  0.04707       477      2  19300 < 2.2e-16 ***
Residuals    19301
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> modelbm = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~ bidik_misi
,data = DATA)
> anova(modelbm)
Analysis of Variance Table

              Df  Pillai approx F num Df den Df      Pr(>F)
(Intercept)    1  0.90810     95360      2  19300 < 2.2e-16 ***
bidik_misi      1  0.00557        54      2  19300 < 2.2e-16 ***
Residuals    19301
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> modelterima = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~ terima
ke ,data = DATA)
> anova(modelterima)
Analysis of Variance Table

              Df  Pillai approx F num Df den Df      Pr(>F)
(Intercept)    1  0.90809     95341      2  19299 < 2.2e-16 ***
terimake        2  0.00483         23      4  38600 < 2.2e-16 ***
Residuals    19300
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Lampiran 6. Output Syntax MANOVA One-Way (Lanjutan)

```
> modelslta = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~ jenislsta
,data = DATA)
```

```
> anova(modelslta)
```

Analysis of Variance Table

	Df	Pillai approx	F num	Df den	Df	Pr(>F)
(Intercept)	1	0.90821	95478	2	19299	< 2.2e-16 ***
jenislsta	2	0.00609	29	4	38600	< 2.2e-16 ***
Residuals	19300					

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> modelasal = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~
```

```
ASAL_DAERAH ,data = DATA)
```

```
> anova(modelasal)
```

Analysis of Variance Table

	Df	Pillai approx	F num	Df den	Df	Pr(>F)
(Intercept)	1	0.90854	95837	2	19295	< 2.2e-16 ***
ASAL_DAERAH	6	0.01222	20	12	38592	< 2.2e-16 ***
Residuals	19296					

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> modelrumpun = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~ RUMPUN ,
data = DATA)
```

```
> anova(modelrumpun)
```

Analysis of Variance Table

	Df	Pillai approx	F num	Df den	Df	Pr(>F)
(Intercept)	1	0.90844	95707	2	19292	< 2.2e-16 ***
RUMPUN	9	0.01952	21	18	38586	< 2.2e-16 ***
Residuals	19293					

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel *Dummy*

```

> modelJK=lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3) ~ nf_verbal
+ nf_numerical + nf_matdas + nf_bind + nf_kim + nf_bio +
jk,data = DATA)
> summary(modelJK)
Response ips1^3 :

Call:
lm(formula = `ips1^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_ma
tdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + jk, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-40.034  -7.956   0.343   8.466  34.031

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   1.427e+01  8.055e-01  17.718  < 2e-16 ***
nf_verbal      1.095e-02  1.242e-03   8.818  < 2e-16 ***
nf_numerical   9.758e-03  1.190e-03   8.202  2.51e-16 ***
nf_matdas      4.555e-03  6.675e-04   6.824  9.13e-12 ***
nf_bind        8.054e-04  8.833e-04   0.912  0.361902
nf_kim         6.100e-03  7.484e-04   8.151  3.84e-16 ***
nf_bio         2.755e-03  8.302e-04   3.319  0.000906 ***
jkp            4.088e+00  1.724e-01  23.708  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
' ' 1

Residual standard error: 11.84 on 19295 degrees of freed
om
Multiple R-squared:  0.07203,
Adjusted R-squared:  0.07169
F-statistik: 214 on 7 and 19295 DF,
p-value: < 2.2e-16

```

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel Dummy (Lanjutan)

```

Response ips2^3 :

Call:
lm(formula = `ips2^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + jk, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-40.561  -8.638   0.581   9.305  35.392

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.314e+01  8.878e-01  14.804  < 2e-16 ***
nf_verbal    1.126e-02  1.369e-03   8.224  < 2e-16 ***
nf_numerical 7.348e-03  1.311e-03   5.604 2.12e-08 ***
nf_matdas    4.272e-03  7.357e-04   5.807 6.46e-09 ***
nf_bind      9.417e-04  9.735e-04   0.967  0.3334
nf_kim       5.592e-03  8.249e-04   6.779 1.24e-11 ***
nf_bio       1.633e-03  9.150e-04   1.785  0.0742 .
jk           5.684e+00  1.900e-01  29.911  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
' ' 1

Residual standard error: 13.05 on 19295 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.07389,
Adjusted R-squared:  0.07355
F-statistik: 219.9 on 7 and 19295 DF,
p-value: < 2.2e-16

```

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel *Dummy* (Lanjutan)

```

> modelBM=lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3) ~ nf_verbal
+ nf_numerical + nf_matdas+ nf_bind +
+ nf_kim + nf_bio+bidik_misi,
+ data = DATA)
> summary(modelBM)
Response ips1^3 :

Call:
lm(formula = `ips1^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + bidik_misi, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-40.832  -8.014   0.296   8.516  32.817

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  16.3280989  0.8150936  20.032 < 2e-16 ***
nf_verbal     0.0136223  0.0012509  10.890 < 2e-16 ***
nf_numerical  0.0081526  0.0011993   6.798 1.10e-11 ***
nf_matdas     0.0041380  0.0006741   6.139 8.49e-10 ***
nf_bind       0.0028492  0.0008926   3.192 0.00142 **
nf_kim        0.0071347  0.0007556   9.443 < 2e-16 ***
nf_bio       0.0030635  0.0008387   3.653 0.00026 ***
bidik_misiyes -2.7159514  0.2162983 -12.557 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
' ' 1

Residual standard error: 11.97 on 19295 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.05274,
Adjusted R-squared:  0.0524
F-statistik: 153.5 on 7 and 19295 DF,
p-value: < 2.2e-16

```


Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel Dummy (Lanjutan)

```

Response ips2^3 :

Call:
lm(formula = `ips2^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + bidik_misi, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-42.949  -8.886   0.729   9.504  34.523

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    15.8524715   0.9051184   17.514 < 2e-16 ***
nf_verbal       0.0149356   0.0013890   10.753 < 2e-16 ***
nf_numerical    0.0049818   0.0013318    3.741 0.000184 ***
nf_matdas       0.0036471   0.0007486    4.872 1.11e-06 ***
nf_bind         0.0036547   0.0009912    3.687 0.000227 ***
nf_kim          0.0069916   0.0008390    8.333 < 2e-16 ***
nf_bio          0.0020551   0.0009314    2.207 0.027357 *
bidik_misiyes  -3.2994594   0.2401878  -13.737 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
' ' 1

Residual standard error: 13.29 on 19295 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.04033,    Adjusted R-squared:  0
.03999
F-statistik: 115.8 on 7 and 19295 DF,
p-value: < 2.2e-16

```

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel Dummy (Lanjutan)

```
> modelSLTA=lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3) ~ nf_verba
l + nf_numerical + nf_matdas+ nf_bind +
+           nf_kim + nf_bio+jenislsta,
+           data = DATA)
> summary(modelSLTA)
Response ips1^3 :

Call:
lm(formula = `ips1^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_ma
tdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + jenislsta, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-41.165  -8.046   0.336   8.564  32.360

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   15.6206652   0.8908726   17.534 < 2e-16 ***
nf_verbal      0.0131057   0.0012644   10.366 < 2e-16 ***
nf_numerical   0.0070994   0.0012081    5.876 4.27e-09 ***
nf_matdas      0.0038374   0.0006766    5.671 1.44e-08 ***
nf_bind        0.0020260   0.0008949    2.264 0.023593 *
nf_kim         0.0068210   0.0007593    8.984 < 2e-16 ***
nf_bio         0.0029504   0.0008428    3.501 0.000465 ***
jenislstaSMA   0.4846158   0.3328656    1.456 0.145439
jenislstaSMK  -0.3070386   0.4634376   -0.663 0.507643
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
' ' 1

Residual standard error: 12.01 on 19294 degrees of freed
om
Multiple R-squared:  0.04532,    Adjusted R-squared:  0
.04493
F-statistik: 114.5 on 8 and 19294 DF,
p-value: < 2.2 e-16
```

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel Dummy (Lanjutan)

```

Response ips2^3 :

Call:
lm(formula = `ips2^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + jenislsta, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-39.946  -8.896   0.729   9.578  33.829

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  15.2711380   0.9901197   15.424 < 2e-16 ***
nf_verbal     0.0143669   0.0014052   10.224 < 2e-16 ***
nf_numerical  0.0037975   0.0013427    2.828  0.00469 **
nf_matdas     0.0032989   0.0007520    4.387 1.16e-05 ***
nf_bind       0.0026851   0.0009946    2.700  0.00695 **
nf_kim        0.0066396   0.0008438    7.868 3.78e-15 ***
nf_bio       0.0019273   0.0009367    2.057  0.03965 *
jenislstaSMA  0.1214407   0.3699483    0.328  0.74272
jenislstaSMK -0.6723130   0.5150666   -1.305  0.19181
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
' ' 1

Residual standard error: 13.35 on 19294 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.03115,
Adjusted R-squared:  0.03075
F-statistik: 77.55 on 8 and 19294 DF,
p-value: < 2.2e-16

```

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel *Dummy* (Lanjutan)

```
> modelTERIMAKE=lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3) ~ nf_ve
rbal + nf_numerical + nf_matdas+ nf_bind +
+         nf_kim + nf_bio+terimake,
+         data = DATA)
> summary(modelTERIMAKE)
Response ips1^3 :

Call:
lm(formula = `ips1^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_mat
das +
      nf_bind + nf_kim + nf_bio + terimake, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-40.134  -7.986   0.351   8.622  33.410

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    14.9240300   0.8301419   17.978 < 2e-16 ***
nf_verbal       0.0128052   0.0012520   10.228 < 2e-16 ***
nf_numerical    0.0067338   0.0011995    5.614 2.01e-08 ***
nf_matdas       0.0047958   0.0006778    7.075 1.54e-12 ***
nf_bind         0.0024566   0.0008914    2.756 0.00586 **
nf_kim          0.0074187   0.0007565    9.806 < 2e-16 ***
nf_bio          0.0036594   0.0008403    4.355 1.34e-05 ***
terimakeKETIGA  1.2966095   0.2154939    6.017 1.81e-09 ***
terimakeSATU   -1.3801733   0.2088046   -6.610 3.95e-11 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
' ' 1

Residual standard error: 11.97 on 19294 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.05264,
Adjusted R-squared:  0.05225
F-statistik: 134 on 8 and 19294 DF,
p-value: < 2.2e-16
```

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel Dummy (Lanjutan)

```

Response ips2^3 :

Call:
lm(formula = `ips2^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + terimake, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-40.018  -8.900   0.667   9.492  34.375

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    14.2013539   0.9243718  15.363  < 2e-16 ***
nf_verbal       0.0142242   0.0013941  10.203  < 2e-16 ***
nf_numerical    0.0035713   0.0013357   2.674  0.007506 **
nf_matdas       0.0040635   0.0007548   5.384  7.38e-08 ***
nf_bind         0.0030557   0.0009926   3.078  0.002083 **
nf_kim          0.0071203   0.0008424   8.453  < 2e-16 ***
nf_bio          0.0025107   0.0009357   2.683  0.007298 **
terimakeKETIGA  1.2306231   0.2399547   5.129  2.95e-07 ***
terimakeSATU   -0.9011883   0.2325061  -3.876  0.000107 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
' ' 1

Residual standard error: 13.32 on 19294 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.03493,    Adjusted R-squared:  0.03453
F-statistik: 87.29 on 8 and 19294 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel *Dummy* (Lanjutan)

```
> modelASAL=lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3) ~ nf_verbal + nf_n
numerical + nf_matdas + nf_bind + nf_kim + nf_bio + ASAL_DAERAH,
data = DATA)
> summary(modelASAL)
```

Response ips1^3 :

Call:

```
lm(formula = `ips1^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + ASAL_DAERAH, data = DATA)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-42.196	-7.977	0.386	8.492	32.567

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	1.342e+01	9.207e-01	14.577	< 2e-16 ***
nf_verbal	1.502e-02	1.261e-03	11.908	< 2e-16 ***
nf_numerical	9.332e-03	1.216e-03	7.673	1.76e-14 ***
nf_matdas	3.619e-03	6.795e-04	5.326	1.01e-07 ***
nf_bind	2.424e-03	8.988e-04	2.697	0.007003 **
nf_kim	6.554e-03	7.560e-04	8.669	< 2e-16 ***
nf_bio	2.999e-03	8.394e-04	3.573	0.000353 ***
ASAL_DAERAHKalimantan	2.492e+00	5.505e-01	4.526	6.04e-06 ***
ASAL_DAERAHLuar Negeri	-1.429e+01	8.458e+00	-1.690	0.091108 .
ASAL_DAERAHNusa Tenggara	-1.971e+00	6.038e-01	-3.264	0.001101 **
ASAL_DAERHPapua dan Kepulauan Maluku	2.015e+00	1.389e+00	1.451	0.146775
ASAL_DAERHSumatera	3.245e+00	3.230e-01	10.048	< 2e-16 ***
ASAL_DAERHSumatera	-6.744e-01	2.026e-01	-3.329	0.000875 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 11.96 on 19290 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.05415, Adjusted R-squared: 0.05356
F-statistik: 92.02 on 12 and 19290 DF, p-value: < 2.2e-16

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel Dummy (Lanjutan)

```

Response ips2^3 :

Call:
lm(formula = `ips2^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + ASAL_DAERAH, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-39.969  -8.842   0.779   9.532  34.060

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)      1.338e+01  1.027e+00  13.037 < 2e-16 ***
nf_verbal         1.579e-02  1.406e-03  11.232 < 2e-16 ***
nf_numerical      5.304e-03  1.356e-03   3.911 9.21e-05 ***
nf_matdas         3.203e-03  7.576e-04   4.227 2.37e-05 ***
nf_bind          2.989e-03  1.002e-03   2.983 0.00286 **
nf_kim            6.499e-03  8.429e-04   7.710 1.32e-14 ***
nf_bio            2.019e-03  9.359e-04   2.158 0.03096 *
ASAL_DAERAHKalimantan -2.501e-01  6.137e-01  -0.408 0.68363
ASAL_DAERAHLuar Negeri -1.383e+01  9.431e+00  -1.466 0.14256
ASAL_DAERAHNusa Tenggara -1.550e+00  6.732e-01  -2.303 0.02131
*
ASAL_DAERAHPapua dan Kepulauan Maluku  5.048e-01  1.549e+00   0.
326 0.74442
ASAL_DAERAHSumatera      2.241e+00  3.601e-01   6.224 4.96e-10 *
**
ASAL_DAERAHNusa Tenggara -2.686e-01  2.259e-01  -1.189 0.23437
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 13.33 on 19290 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.03395,    Adjusted R-squared:  0.033
35
F-statistik: 56.49 on 12 and 19290 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel *Dummy* (Lanjutan)

```

> modelRUMPUN=lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3) ~ nf_verbal + nf
_numerical + nf_matdas+ nf_bind +
+ nf_kim + nf_bio+RUMPUN,
+ data = DATA)
> summary(modelRUMPUN)
Response ips1^3 :

Call:
lm(formula = `ips1^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + RUMPUN, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-41.310  -7.926   0.407   8.519  33.443

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)      7.9727353   1.3754625    5.796 6.88e-09 ***
nf_verbal         0.0137257   0.0012468   11.008 < 2e-16 ***
nf_numerical      0.0082453   0.0011955    6.897 5.47e-12 ***
nf_matdas         0.0055588   0.0006785    8.192 2.72e-16 ***
nf_bind          0.0028720   0.0008904    3.225 0.00126 **
nf_kim            0.0084465   0.0007628   11.073 < 2e-16 ***
nf_bio           0.0037638   0.0008423    4.469 7.91e-06 ***
RUMPUNILMU HEWANI  5.1516927   1.0940554    4.709 2.51e-06 ***
RUMPUNILMU KEDOKTERAN 0.0560700   1.1120408    0.050 0.95979
RUMPUNILMU KESEHATAN 5.9528405   1.0982915    5.420 6.03e-08 ***
RUMPUNILMU PENDIDIKAN 4.8933303   1.0831610    4.518 6.29e-06 ***
RUMPUNILMU SENI, DESAIN DAN MEDIA 4.5289769  2.0508310    2.208
0.02723 *
RUMPUNILMU SOSIAL HUMANIORA 4.9785350  2.5639581    1.942 0.0521
8 .
RUMPUNILMU TANAMAN  6.3522675   1.0844043    5.858 4.77e-09 ***
RUMPUNILMU TEKNIK   3.3266562   1.0687395    3.113 0.00186 **
RUMPUNMATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM (MIPA) 2.7768369  1.0
796033  2.572 0.01012 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```


Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel *Dummy* (Lanjutan)

```

Response ips2^3 :

Call:
lm(formula = `ips2^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + RUMPUN, data = DATA)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-41.436  -8.667   0.704   9.378  35.759

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)      7.7965513   1.5203734    5.128 2.96e-07 ***
nf_verbal         0.0150490   0.0013782   10.919 < 2e-16 ***
nf_numerical      0.0052437   0.0013214    3.968 7.27e-05 ***
nf_matdas         0.0058548   0.0007500    7.806 6.20e-15 ***
nf_bind           0.0041250   0.0009842    4.191 2.79e-05 ***
nf_kim            0.0089367   0.0008432   10.599 < 2e-16 ***
nf_bio            0.0030728   0.0009310    3.301 0.000967 ***
RUMPUNILMU HEWANI  2.4283633   1.2093189    2.008 0.044653 *
RUMPUNILMU KEDOKTERAN -3.1734128   1.2291991   -2.582 0.009839 **
RUMPUNILMU KESEHATAN  3.3409571   1.2140012    2.752 0.005928 **
RUMPUNILMU PENDIDIKAN  4.7671271   1.1972767    3.982 6.87e-05 ***
RUMPUNILMU SENI, DESAIN DAN MEDIA 3.3564371   2.2668949    1.481 0.138721
RUMPUNILMU SOSIAL HUMANIORA -4.0050666   2.8340821   -1.413 0.157619
RUMPUNILMU TANAMAN   5.0869111   1.1986510    4.244 2.21e-05 ***
RUMPUNILMU TEKNIK     0.1731853   1.1813358    0.147 0.883448
RUMPUNMATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM (MIPA) 0.9590533  1.1933442  0.804 0.421598
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 13.16 on 19287 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.05835,
Adjusted R-squared:  0.05762
F-statistik: 79.67 on 15 and 19287 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel *Dummy* (Lanjutan)

```
DATA1=read.csv("D:/kuliah/TA bismillah lulus 119/SETELAH NGUMPUL
IN DRAFT/PTNBH.csv", sep=";", header=TRUE)
#MANOVA
> modelptn = lm(formula = cbind((ips1^3),(ips2^3)) ~ kampus ,dat
a = DATA1)
> anova(modelptn)
Analysis of Variance Table

              Df  Pillai approx F num Df den Df      Pr(>F)
(Intercept)    1  0.91086    50530      2   9890 < 2.2e-16 ***
kampus         8  0.15035      101     16  19782 < 2.2e-16 ***
Residuals     9891
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

> modelPTN=lm(formula = cbind(ips1^3,ips2^3) ~ nf_verbal + nf_nu
merical + nf_matdas+  nf_bind + nf_kim + nf_bio + kampus, data =
DATA1)
> summary(modelPTN)
Response ips1^3 :
Call:
lm(formula = `ips1^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + kampus, data = DATA1)
Coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   -8.2599053   1.6615450   -4.971 6.77e-07 ***
nf_verbal      0.0202384   0.0019475   10.392 < 2e-16 ***
nf_numerical   0.0130673   0.0019116    6.836 8.63e-12 ***
nf_matdas      0.0084773   0.0008017   10.575 < 2e-16 ***
nf_bind        0.0053212   0.0012024    4.425 9.73e-06 ***
nf_kim         0.0129943   0.0009001   14.436 < 2e-16 ***
nf_bio         0.0080025   0.0011042    7.248 4.56e-13 ***
kampusITS      2.9957423   0.5027509    5.959 2.63e-09 ***
kampusUNAIR    2.9844032   0.5653719    5.279 1.33e-07 ***
kampusUN      -1.1050151   0.4814434   -2.295  0.0217 *
kampusUGM     -3.7725335   0.4828483   -7.813 6.15e-15 ***
kampusUH      10.9641854   0.5398090   20.311 < 2e-16 ***
kampusUI       2.4426422   0.4834338    5.053 4.43e-07 ***
kampusUNPAD    5.2137316   0.4616579   11.293 < 2e-16 ***
kampusUPI      6.6655463   0.6703844    9.943 < 2e-16 ***
```

Lampiran 7. Output Syntax Regresi Multivariat Model Terbaik dengan Variabel *Dummy* (Lanjutan)

```

Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 11.57 on 9885 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1654, Adjusted R-squared:  0.1642
F-statistik: 139.9 on 14 and 9885 DF,  p-value: < 2.2e-16

Response ips2^3 :

Call:
lm(formula = `ips2^3` ~ nf_verbal + nf_numerical + nf_matdas +
    nf_bind + nf_kim + nf_bio + kampus, data = DATA1)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-47.257  -8.452   0.791   9.132  35.348

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)      -2.1937938   1.8615774   -1.178   0.2386
nf_verbal         0.0179727   0.0021819    8.237 < 2e-16 ***
nf_numerical      0.0090588   0.0021417    4.230 2.36e-05 ***
nf_matdas         0.0069064   0.0008982    7.689 1.62e-14 ***
nf_bind          0.0055818   0.0013472    4.143 3.45e-05 ***
nf_kim            0.0118879   0.0010085   11.788 < 2e-16 ***
nf_bio            0.0054857   0.0012371    4.434 9.34e-06 ***
kampusITS         -0.0899527   0.5632767   -0.160   0.8731
kampusUNAIR       -1.1979098   0.6334367   -1.891   0.0586 .
kampusUNDIP       -0.2953440   0.5394041   -0.548   0.5840
kampusUGM         -2.6465901   0.5409781   -4.892 1.01e-06 ***
kampusUH          5.8932507   0.6047962    9.744 < 2e-16 ***
kampusUI          3.7831022   0.5416341    6.985 3.04e-12 ***
kampusUNPAD       -3.3543424   0.5172366   -6.485 9.29e-11 ***
kampusUPI         5.5461892   0.7510915    7.384 1.66e-13 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 12.96 on 9885 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1073, Adjusted R-squared:  0.1061
F-statistik: 84.89 on 14 and 9885 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Lampiran 8. Output Syntax Uji Box's M

```

> A=data.frame(errorJK$V1, errorJK$V2)
> B=data.frame(errorBM$V1, errorBM$V2)
> C=data.frame(errorSLTA$V1, errorSLTA$V2)
> D=data.frame(errorASAL$V1, errorASAL$V2)
> E=data.frame(errorRUMPUN$V1, errorRUMPUN$V2)
> F=data.frame(errorTERIMA$V1, errorTERIMA$V2)
#V1 adalah error Y1, V2 adalah error Y2
> library(biotools)

> boxM(A, errorJK$jk)
Box's M-test for Homogeneity of Covariance Matrices
data:  A
Chi-Sq (approx.) = 179.52, df = 3, p-value < 2.2e-16

> boxM(B, errorBM$bidik_misi)
Box's M-test for Homogeneity of Covariance Matrices
data:  B
Chi-Sq (approx.) = 20.264, df = 3, p-value = 0.0001496

> boxM(C, errorSLTA$jenislsta)
Box's M-test for Homogeneity of Covariance Matrices
data:  C
Chi-Sq (approx.) = 10.198, df = 6, p-value = 0.1166

> boxM(D, errorASAL$ASAL_DAERAH)
Box's M-test for Homogeneity of Covariance Matrices
data:  D
Chi-Sq (approx.) = 205.74, df = 15, p-value < 2.2e-16

> boxM(E, errorRUMPUN$RUMPUN)
Box's M-test for Homogeneity of Covariance Matrices
data:  E
Chi-Sq (approx.) = 270.67, df = 27, p-value < 2.2e-16

> boxM(F, errorTERIMA$sterimake)
Box's M-test for Homogeneity of Covariance Matrices
data:  F
Chi-Sq (approx.) = 22.559, df = 6, p-value = 0.0009583

```

Lampiran 9. Surat Pernyataan**SURAT PERNYATAAN**

Saya yang bertanda tangan dibawah ini, mahasiswa Departemen Statistika FMKSD ITS:

Nama : Shahnaz Fauziah

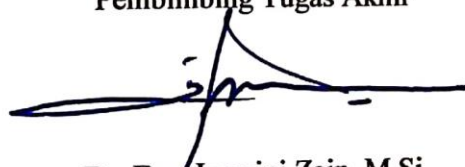
NRP : 06211540000119

menyatakan bahwa data yang digunakan dalam Tugas Akhir/~~Thesis~~ ini merupakan data sekunder yang diambil dari ~~penelitian / buku / Tugas Akhir / Thesis/~~ publikasi lainnya yaitu:

Sumber : Kajibag SNMPTN-SBMPTN 2017

Keterangan : Data Peserta SBMPTN 2017 yang Diterima
Surat Pernyataan ini dibuat dengan sebenarnya. Apabila terdapat pemalsuan data maka saya siap menerima sanksi sesuai aturan yang berlaku.

Mengetahui,
Pembimbing Tugas Akhir



Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si
NIP. 19600525 198803 2 001

Surabaya, Januari 2019



Shahnaz Fauziah
06211540000119

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BIODATA PENULIS



Penulis bernama lengkap Shahnaz Fauziah, biasa dipanggil Shahnaz lahir di Cilacap, 6 April 1997. Penulis merupakan perantau dari Cilacap, beralamat di Jalan Rinjani, Perum Patra Indah Blok H-01. Penulis merupakan anak kedua dari empat bersaudara dari seorang Ayah terbaik bernama Sugianto, dan seorang Ibu tersayang bernama Sri Suarni. Kegiatan yang disukai penulis adalah bersosialisasi dengan anak-anak, berkumpul bersama teman-teman dan olahraga renang.

Pendidikan formal penulis ditempuh di SD Al-Irsyad 02 Cilacap, SMPN 6 Cilacap, dan SMA Negeri 1 Cilacap. Pada tahun 2015, penulis melanjutkan studi di Statistika ITS melalui jalur Kemitraan-Mandiri. Selama menempuh pendidikan formal, penulis mengikuti beberapa organisasi, diantaranya menjadi Sekretaris Umum OSIS SMAN 1 periode 2013/2014. Di masa perkuliahan, penulis aktif di beberapa organisasi diantaranya adalah menjadi staff *Professional Statistics* (PSt) HIMASTA-ITS 2016/2017, staff Badan Semi Otonom Badan Eksekutif Mahasiswa ITS *Education Care Center* (BSO IECC BEM ITS) 2017/2018, staff manajer *Human Resource Development* (HRD) PSt HIMASTA-ITS 2017/2018, manajer *External Affairs* BSO IECC ITS 2018/2019. Selain organisasi, penulis juga mengikuti beberapa kepanitiaan, diantaranya yaitu INI LHO ITS 2016, ITS EXPO 2016, 2017 dan lain sebagainya. Pada penyusunan Laporan Tugas Akhir ini penulis bergabung dengan Laboratorium Sosial-Kependudukan dan dibimbing oleh Ibu Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si., serta Ibu Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si. Untuk kritik dan saran, dapat menghubungi penulis melalui :

Email : shahnazfau@gmail.com